N° 11F0019M au catalogue — N° 321
ISSN 1205-9161
ISBN 978-1-100-93382-5

**Document de recherche**

**Direction des études analytiques : documents de recherche**

# Protection en matière de pensions, situation par rapport à la retraite et taux de remplacement du revenu d'une cohorte de personnes âgées canadiennes

par Yuri Ostrovsky et Grant Schellenberg

Division de l'analyse sociale
24-J, Immeuble R.-H.-Coats, 100, promenade Tunney's Pasture
Ottawa, Ontario K1A 0T6

Téléphone: 1-800-263-1136

Statistique Canada Statistics Canada

Canada

# Protection en matière de pensions, situation par rapport à la retraite et taux de remplacement du revenu d'une cohorte de personnes âgées canadiennes

par
Yuri Ostrovsky et Grant Schellenberg

**11F0019M N° 321**
**ISSN 1205-9161**
**ISBN 978-1-100-93382-5**

Statistique Canada
Division de l'analyse sociale

**Comment obtenir d'autres renseignements :**
Service national de renseignements : 1-800-263-1136
Renseignements par courriel : infostats@statcan.gc.ca

**Décembre 2009**

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada.

© Ministre de l'Industrie, 2009

Tous droits réservés. Le contenu de la présente publication électronique peut être reproduit en tout ou en partie, par quelque moyen que ce soit, sans autre autorisation de Statistique Canada, sous réserve que la reproduction soit effectuée uniquement à des fins d'étude privée, de recherche, de critique, de compte rendu ou en vue d'en préparer un résumé destiné aux journaux et à des fins non commerciales. Statistique Canada doit être cité comme suit : Source (ou « Adapté de », s'il y a lieu) : Statistique Canada, année de publication, nom du produit, numéro au catalogue, volume et numéro, période de référence et page(s). Autrement, il est interdit de reproduire le contenu de la présente publication, ou de l'emmagasiner dans un système d'extraction, ou de le transmettre sous quelque forme et par quelque moyen que ce soit, reproduction électronique, mécanique, photographique, pour quelque fin que ce soit, sans l'autorisation écrite préalable des Services d'octroi de licences, Division des services à la clientèle, Statistique Canada, Ottawa (Ontario), Canada K1A 0T6.

**The English version of this publication is available (catalogue no. 11F0019M, no. 321).**

**Note de reconnaissance**
Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population, les entreprises, les administrations canadiennes et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques précises et actuelles.

**Normes de service à la clientèle**
Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle qui doivent être observées par les employés lorsqu'ils offrent des services à la clientèle. Pour obtenir un exemplaire de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au 1-800-263-1136. Les normes de service sont aussi publiées sur le site www.statcan.gc.ca, sous « À propos de nous » « Offrir des services aux Canadiens ».

## Études analytiques
## Série de documents de recherche

La série de documents de recherche de la Direction des études analytiques permet de faire connaître, avant leur publication, les travaux de recherche effectués par le personnel de la Direction, les boursiers invités et les universitaires associés. Cette série a pour but de favoriser la discussion sur divers sujets, notamment le travail, la dynamique des entreprises, les pensions, l'agriculture, la mortalité, la langue, l'immigration, l'informatique statistique et la simulation. Le lecteur est invité à faire part aux auteurs de ses commentaires, critiques et suggestions. La liste des titres figure à la fin du document.

Les documents de la série sont distribués aux établissements de recherche et aux bibliothèques spécialisées. Ces documents peuvent être téléchargés à partir d'Internet, à l'adresse www.statcan.gc.ca.

Comité de révision des publications
Études analytiques, Statistique Canada
Immeuble R.-H.-Coats, 24e étage
Ottawa (Ontario) K1A 0T6

### Signes conventionnels

Les signes conventionnels suivants sont employés dans les publications de Statistique Canada :

| | |
|---|---|
| . | indisponible pour toute période de référence |
| .. | indisponible pour une période de référence précise |
| ... | n'ayant pas lieu de figurer |
| 0 | zéro absolu ou valeur arrondie à zéro |
| $0^s$ | valeur arrondie à 0 (zéro) là où il y a une distinction importante entre le zéro absolu et la valeur arrondie |
| $^p$ | provisoire |
| $^r$ | révisé |
| x | confidentiel en vertu des dispositions de la *Loi sur la statistique* |
| $^E$ | à utiliser avec prudence |
| F | trop peu fiable pour être publié |

# Table des matières

**Résumé** ..... 5

**Sommaire de gestion** ..... 6

**1 Introduction** ..... 7

**2 Données et méthodologie** ..... 9

**3 Résultats descriptifs** ..... 14

**4 Résultats multivariés** ..... 25

**5 Conclusions et incidences** ..... 31

**Annexe** ..... 33

**Bibliographie** ..... 36

## Résumé

On utilise les données de la banque de données administratives longitudinales (DAL) pour comparer la situation à la retraite et les taux de remplacement du revenu atteints par des personnes qui, en 1991 et/ou en 1992, alors qu'elles étaient au milieu de la cinquantaine, participaient à un régime de pension agréé (RPA) et ne participaient pas. Pour les hommes de la cohorte, la probabilité d'être à la retraite à l'âge de 70 à 72 ans était de 4 à 14 points de pourcentage plus élevée parmi les participants à un régime de pension que parmi les non-participants. Les données employées pour l'étude ne fournissent pas de renseignements sur la raison pour laquelle les non-participants à un RPA ont tendance à prendre leur retraite plus tard que les participants. Pour les personnes **retraitées,** il n'y avait pas de différence significative entre les taux de remplacement du revenu des participants à un RPA et ceux des non-participants.



**Mots clés :** pensions, retraite, personnes âgées

## Sommaire de gestion

La mesure dans laquelle les Canadiens en âge de travailler font des préparatifs financiers adéquats en vue de leur retraite est une question importante et largement étudiée. Il est important, à cet égard, de prendre en considération la baisse des taux de protection en matière de pensions, l'évolution des caractéristiques des régimes de retraite et la santé financière de certains régimes du secteur privé. Ces sujets soulèvent également des questions sur les résultats financiers que les participants à un régime de retraite et les non-participants seront susceptibles de connaître dans leur vieillesse. Idéalement, nous devrions utiliser des renseignements sur le patrimoine pour évaluer ces questions; toutefois, il n'existe pas de renseignements récents et complets sur le patrimoine.

Comme solution de rechange, le présent document se propose de comparer les transitions à la retraite et les caractéristiques des revenus des aînés qui avaient participé à un régime de retraite avec ceux des aînés qui n'avaient pas participé à un régime de retraite plus tôt dans leur vie. Plus précisément, nous utilisons la banque de données administratives longitudinales (DAL) pour identifier les travailleurs canadiens qui ont participé à un régime de retraite et les travailleurs canadiens qui n'ont pas participé à un régime de retraite en 1991 et / ou en 1992, quand ils étaient au milieu de la cinquantaine. Ces mêmes personnes sont identifiées douze à quinze ans plus tard, lorsqu'elles sont à la fin de leurs années soixante et au début de leurs années soixante-dix. Les montants et les sources de revenu reçu, la situation à la retraite et les taux de remplacement du revenu sont comparés entre les groupes.

Les statistiques descriptives montrent que les participants à un régime de retraite reçoivent plus de revenu que les non-participants sous forme de rentes et de pensions de retraite, incluant les prestations d'un RPA, ainsi que le revenu provenant d'un fonds enregistré de revenu de retraite (FERR) et le revenu provenant d'une rente. Toutefois, les revenus moyens provenant d'autres sources (telles que le Supplément de revenu garanti, les intérêts, les investissements, les dividendes et les gains en capital) sont plus élevés chez les non-participants.

La probabilité d'être à la retraite est estimée pour les participants à un régime de retraite et pour les non-participants en utilisant des techniques multivariées. Chez les hommes, la probabilité prédite d'être retraité à l'âge de 70 à 72 est de 4 à 14 points plus élevé chez les participants à un régime de retraite que chez les non-participants, la différence étant plus importante chez ceux se trouvant dans l'extrémité supérieure de la distribution des revenus d'avant la retraite. Nos données ne nous permettent pas de savoir si les personnes qui n'ont pas de régime de retraite repoussent leur retraite à un âge plus avancé par choix ou par nécessité.

Parmi les déclarants qui sont **retraités,** notre étude ne montre pas de corrélation uniforme entre la participation à un régime de retraite et les taux de remplacement du revenu atteints à l'âge de 70 à 72 ans. La solidité de ces résultats est confirmée lorsque l'analyse est reproduite pour les années allant de 2003 à 2005.

Les termes de *participation à un RPA* et de *protection offerte par un RPA* sont utilisés indifféremment dans cette étude.

# 1 Introduction

On considère généralement que les régimes de pension agréés (RPA) et les régimes enregistrés d'épargne-retraite (REER) constituent le troisième volet du système canadien de revenu de retraite; la Sécurité de la vieillesse (SV) et le supplément de revenu garanti (SRG) en constituent le premier volet et le Régime de pensions du Canada (RPC) ou le Régime de rentes du Québec (RRQ), le deuxième. Depuis quelques années, on examine de plus près le rôle que le troisième volet du système est appelé à jouer dans l'avenir financier des personnes âgées de demain. La baisse des taux de protection offerte par les RPA, le passage des régimes à prestations déterminées (PD) aux régimes à cotisations déterminées (CD) et la solidité financière de certains régimes du secteur privé sont certaines des raisons pour lesquelles les RPA sont au centre du débat. Les implications possibles de ces changements pour le passage à la retraite et les économies de retraite des personnes âgées de demain viennent s'ajouter à ces raisons.

Au mieux, il y aurait un besoin d'information sur le patrimoine afin de voir si la préparation financière faite par les Canadiens en âge de travailler en vue de leur retraite est adéquate. Des renseignements complets et à jour sur le patrimoine sous forme de biens immobiliers, de régimes enregistrés d'épargne-retraite (REER), d'aide fiscale à l'épargne-retraite, de droits à la retraite, d'actifs financiers non comptabilisés et d'autres actifs pourraient être utilisés pour estimer la valeur des flux de revenu possiblement générés dans la vieillesse. Il serait utile d'évaluer la différence possible entre les flux de revenu estimés des participants à un régime de pension et ceux des non-participants. Toutefois, parce que les renseignements sur le patrimoine ne sont pas disponibles, la relation entre la protection en matière de pension et la situation financière dans la vieillesse ne peut pas être évaluée de cette façon.

Plutôt que de nous pencher sur les Canadiens en âge de travailler, nous étudions, dans le présent document, les caractéristiques financières des Canadiens septuagénaires, c'est-à-dire les retraités d'aujourd'hui, plutôt que les retraités de demain. À l'aide des données de la banque de données administratives longitudinales (DAL), nous avons identifié les données des personnes qui avaient de 55 à 57 ans en 1991 et les avons réparties selon que ces personnes bénéficiaient ou non de la protection offerte par un régime de pension en 1991 et/ou en 1992. Nous avons fait un suivi de ces mêmes personnes 12 à 15 ans plus tard, lorsqu'elles approchaient de 70 ans ou avaient atteint cet âge peu de temps avant, et nous avons comparé leur passage à la retraite et leur situation financière. Là encore, l'existence de données sur le patrimoine de ces personnes aurait solidifié notre analyse en nous permettant de déterminer si les participants et les non-participants à un régime de retraite possèdent un partimoine comparable duquel ils peuvent tirer un revenu. Comme des renseignements de cette nature n'existent pas, nous nous penchons plutôt sur le passage à la retraite et les caractéristiques du revenu des participants et des non-participants. Cette perspective ne saisit pas l'importance de la propriété d'une maison et d'autres actifs.

Lorsqu'on examine la relation entre la protection offerte par un régime de pension et la situation financière à la retraite, l'analyse peut se concentrer sur plusieurs questions. On pourrait considérer l'**âge du passage à la retraite** et voir si les participants à un RPA cessent de faire partie de la population active à de plus jeunes âges que ne le font les non-participants. Parmi les Canadiens dans la quarantaine et la cinquantaine, les participants à un régime de pension prévoient ordinairement prendre leur retraite plus tôt que les non-participants et sont plus sûrs de leurs planifications pour la retraite (Schellenberg et Ostrovsky, 2008). Ou bien, on pourrait examiner les **raisons de la retraite,** telles que la mesure dans laquelle les participants et les non-participants à un RPA prennent leur retraite selon des termes et conditions de leur choix propre, ou la mesure dans laquelle ils soupèsent leur situation financière, leur santé ou d'autres facteurs lorsqu'ils prennent la décision de prendre leur retraite ou de continuer à travailler. Ou encore, on pourrait

examiner les **situations financières,** telles que les sources et les montants de revenu de retraite que les participants et les non-participants à un RPA reçoivent dans leur vieillesse.

Des renseignements descriptifs montrent qu'en moyenne, les participants ont plus de revenus de rentes et de pensions de retraite (y compris le revenu des prestations de retraite, des fonds enregistrés de revenu de retraite [FERR] et des rentes) que les non-participants. Toutefois, les revenus moyens provenant d'autres sources (telles que le supplément de revenu garanti; les intérêts, les investissements et les dividendes; et les gains en capital) sont plus élevés parmi les non-participants.

La probabilité d'être à la retraite est estimée pour les participants et les non-participants à un régime de pension à l'aide de techniques multivariées. Pour les hommes, la probabilité prédite d'être à la retraite à l'âge de 70 à 72 ans est de 4 à 14 points de pourcentage plus élevée parmi les participants, la différence la plus marquée se situant parmi ceux de l'extrémité supérieure de la répartition des gains avant la retraite. C'est la même situation pour les femmes. Nos données ne nous permettent pas de discerner si les personnes qui ne sont pas participantes à un régime de pension remettent leur retraite à un âge plus avancé par choix ou par nécessité. Il est probable que ce soit un choix pour certaines, qui témoigne d'une préférence de continuer à travailler, et une nécessité pour d'autres, qui témoigne de leurs inquiétudes à propos de leurs épargnes pour la retraite.

Parmi les déclarants **à la retraite,** la protection en matière de pension n'est pas invariablement associée aux taux de remplacement du revenu atteint à l'âge de 70 à 72 ans. La robustesse de ces constatations est confirmée lorsque l'analyse est refaite pour la période de 2003 à 2005.

En plus du lien entre la protection offerte par un RPA et les taux de remplacement du revenu, nous tenons compte d'autres facteurs liés aux taux de remplacement, soit le statut d'immigrant, le changement d'état matrimonial et le nombre d'années depuis le départ à la retraite. Tous trois sont liés de manière significative aux taux de remplacement.

Comme la protection offerte par un RPA est fondée sur la participation au marché du travail et qu'elle est en corrélation positive avec les gains, le présent document porte sur les personnes qui participaient activement au marché du travail rémunéré lorsqu'elles étaient au milieu de la cinquantaine. Les résultats ne reflètent pas la situation financière des personnes qui, à cet âge, participaient peu, sporadiquement ou pas du tout au marché du travail rémunéré.

Le document comporte plusieurs sections. Dans la section 2, nous abordons les données et les questions de méthodologie, dont l'échantillonnage et la définition des notions clés. Dans la section 3, nous présentons des renseignements descriptifs sur les montants et les sources de revenu dont bénéficient les participants et les non-participants à un RPA âgés de 70 à 72 ans. Dans la section 4, nous présentons les résultats de deux ensembles de modèles de régression multivariée : le premier témoigne de la situation à l'égard de la retraite à l'âge de 70 à 72 ans, tandis que le second rend compte des caractéristiques liées aux taux de remplacement dont bénéficient les retraités à cet âge. Nous énonçons nos conclusions et leurs incidences dans la section 5.

# 2 Données et méthodologie

### Données

Les données de la présente étude reposent sur une tranche de 20 % des données fiscales tirées de la banque de données administratives longitudinales (DAL). Les fichiers de la DAL fournissent des renseignements détaillés sur le revenu des particuliers et des familles dans le cas des personnes ayant produit une déclaration de revenus entre 1982 et 2006. L'échantillon de 20 % est sélectionné au hasard parmi tous les déclarants canadiens, et les personnes sélectionnées restent dans l'échantillon aussi longtemps que leurs données figurent dans le Fichier sur la famille T1 (T1FF) annuel[1].

### Échantillonnage

L'orientation de la présente étude sur la protection offerte par un RPA a des incidences sur la cohorte de déclarants sélectionnés. Les renseignements contenus dans la DAL ne permettent pas de distinguer les participants des non-participants à un RPA en fonction de leur revenu de retraite pendant la vieillesse. En effet, l'épargne accumulée dans un REER mais convertie en flux de revenu par suite du transfert dans un fonds enregistré de revenu de retraite (FERR) ou de l'achat d'une rente est agrégée dans la même catégorie que les prestations d'un RPA (rentes et pensions de retraite). Par conséquent, il est nécessaire de distinguer les participants des non-participants à un RPA en fonction des cotisations qu'ils ont versées à un RPA pendant leur vie active. La DAL contient des renseignements, remontant à 1991, sur les cotisations des employeurs et des employés à un RPA.

Autre critère d'échantillonnage : des personnes dans la soixantaine possédant des fonds dans un REER n'en tirent peut-être pas encore de revenu de retraite. En 2006, dernière année de notre étude, une personne avait le droit de cotiser à son REER jusqu'à la fin de l'année de son 69e anniversaire. À partir de 70 ans, elle n'avait plus le droit de cotiser et devait retirer son épargne accumulée dans un REER à titre de revenu, la transférer dans un FERR ou l'utiliser pour acheter une rente. En raison de ces contraintes, il est plus aisé d'observer le rôle que jouent les REER dans les flux de revenu des personnes âgées en 2006 chez les déclarants âgés de 70 ans et plus que chez les personnes plus jeunes[2].

Ensemble, l'avantage d'axer notre étude sur les déclarants âgés de 70 ans et plus en 2006 et l'obligation de faire remonter la participation à un RPA à 1991 au plus tôt limitent la taille de la cohorte de déclarants à analyser. Les personnes âgés d'au plus 54 ans en 1991 (première année pour laquelle on dispose de renseignements complets sur les cotisations à un RPA) n'avaient pas encore 70 ans en 2006. L'âge minimal des déclarants compris dans notre analyse était donc de 55 ans en 1991. Quant à l'âge maximal, les personnes qui avaient 60 ou 62 ans en 1991 avaient bien plus que 70 ans en 2006, mais elles ne sont peut-être pas représentatives de l'ensemble des participants à un RPA. En effet, au début de la soixantaine, les participants à un RPA qui comptent un grand nombre d'années de service ouvrant droit à pension ont peut-être déjà quitté la population active, surtout dans le cas de ceux qui sont le mieux préparés financièrement à la

1. Dans le Fichier sur la famille T1 (T1FF), la population d'intérêt comprend tous les membres des familles canadiennes (familles comptant au moins une personne vivant au Canada). À des fins d'analyse transversale, pour une année de référence donnée, les données couvrent toutes les personnes ayant produit une déclaration de revenus T1 pour l'année en question ou ayant reçu pendant l'année la Prestation fiscale canadienne pour enfants, ainsi que leur conjoint non déclarant, leurs enfants non déclarants et leurs enfants déclarants habitant à la même adresse qu'elles.
2. La législation fiscale a été modifiée par la suite et, depuis 2007, les Canadiens ont le droit de cotiser à leur REER jusqu'à la fin de l'année de leur 71e anniversaire.

retraite. L'inclusion des sexagénaires dans notre échantillon risque donc d'entraîner un biais de sélection et une sous-estimation des taux de remplacement dont bénéficient les participants à un RPA[3]. Pour réduire ce risque de biais, nous limitons notre échantillon aux déclarants qui avaient au plus 57 ans en 1991, les taux de retraite étant plus faibles chez les personnes qui n'avaient pas cet âge (choisi arbitrairement) que chez les personnes plus âgées[4]. Pour ces raisons, notre analyse se limite aux déclarants qui avaient de 55 à 57 ans en 1991 et, donc, de 70 à 72 ans en 2006.

Nous avons imposé plusieurs autres critères de sélection. La participation et les cotisations aux REER et aux RPA sont fondées sur l'activité sur le marché du travail et sur le revenu d'emploi. Par conséquent, notre analyse se limite aux personnes ayant produit une déclaration de revenus en 1989, 1990 et 1991, ayant déclaré des gains positifs pendant chacune de ces années et dont les gains annuels moyens au cours de cette période s'élevaient à 10 000 $ et plus. On entend par gains la somme des gains déclarés sur le feuillet T4 (salaires, traitements et commissions) et tout autre revenu d'emploi (comme les pourboires et gratifications). Nous avons exclu les personnes qui étaient des travailleurs autonomes à l'âge de 55 à 57 ans parce qu'en général, elles n'avaient pas le droit de cotiser à un RPA[5]. Toutefois, nous avons inclus celles qui étaient devenues des travailleurs indépendants à l'âge de 70 à 72 ans. Enfin, nous avons exclu les personnes ayant touché un revenu total avant impôts de 500 000 $ et plus en 2006 afin de réduire les effets de valeurs très élevées dans les calculs du revenu moyen. L'échantillon ainsi prélevé se compose d'environ 32 200 hommes et 23 800 femmes. La personne constitue l'unité d'analyse dans tout le présent document.

Ces critères de sélection produisent un échantillon de personnes qui étaient très actives sur le marché du travail au cours de la période de 1989 à 1991. Rappelons que les taux d'emploi des femmes qui étaient alors dans la cinquantaine étaient considérablement inférieurs à ceux d'aujourd'hui. Entre 1989 et 2006, la proportion des femmes de 50 à 54 ans qui étaient occupées est passée de 59 % à 75 %, et celle des femmes occupées de 55 à 59 ans, de 42 % à 59 %. En limitant notre échantillon aux femmes qui étaient occupées pendant les trois années de la période de référence et dont les gains annuels étaient d'au moins 10 000 $, nous obtenons un échantillon qui est probablement moins représentatif de la population totale des femmes à ce moment que de celle des hommes[6].

**Définir la protection offerte par un régime de pension agréé**

Malgré l'importance des RPA dans le système canadien de revenu de retraite, les renseignements d'ordre individuel sur les cotisations à un RPA et leurs caractéristiques sont quelque peu limités. On trouve dans la DAL une variable « facteur d'équivalence » remontant à 1991, variable que nous utilisons dans la présente analyse. Elle rend compte des cotisations des employés et des employeurs à un RPA, ainsi que des cotisations à un régime de participation différée aux bénéfices (RPDB). L'inclusion du RPDB risque d'entraîner une légère surestimation de la protection offerte

3. Par exemple, en 1991, l'âge moyen de la retraite était de 60,7 ans chez les employés du secteur public et de 62,7 ans chez ceux du secteur privé. Par conséquent, l'inclusion des participants à un RPA qui étaient encore actifs à 62 ans entraînerait la sous-représentation des employés du secteur public, dont bon nombre ont accumulé des années de service ouvrant droit à pension dans des régimes de retraite à prestations déterminées.
4. Nous aurions pu aussi limiter l'échantillon aux personnes qui avaient au plus 56 ans en 1991, mais au prix d'une réduction de la taille de l'échantillon. En choisissant le groupe d'âge de 55 à 57 ans, nous faisons un compromis entre la réduction du risque de biais de sélection et le maintien de la taille de l'échantillon.
5. Nous avons conservé dans l'échantillon les déclarants qui touchaient un modeste revenu d'un travail indépendant (moins de 500 $ par année).
6. Les taux d'emploi des hommes de 50 à 54 ans étaient respectivement de 84 % et 85 % en 1989 et 2006, tandis que ceux des hommes de 55 à 59 ans étaient respectivement de 73 % et 72 %.

par un RPA[7]. La DAL comprend également des renseignements remontant à 1986 sur les cotisations des employés à un RPA, mais qui ne rendent pas compte de la participation à un régime de retraite d'employeur. L'étude de Morissette et Ostrovsky (2006) révèle qu'en 1991, ces renseignements ont donné lieu à une sous-estimation de près de 17 points de pourcentage de la protection offerte par un RPA aux hommes mariés de 35 à 54 ans et d'environ 11 points de pourcentage dans le cas des femmes mariées de 35 à 54 ans[8]. Cette sous-estimation produirait des estimations erronées de l'écart entre les taux de remplacement chez les participants et les non-participants à un RPA. C'est pour cette raison que nous utilisons la variable « facteur d'équivalence ».

Les valeurs positives de la variable « facteur d'équivalence » en 1991 et 1992 sont codées « 1 » pour signaler la participation à un RPA au cours de chaque année, tandis que le code « 0 » sert à signaler la non-participation à un RPA. Nous attribuons ensuite aux répondants une valeur de 0, de 1 ou de 2 selon qu'ils étaient protégés par un RPA pendant aucune des deux années, pendant l'une des deux années ou pendant les deux années. Nous avons mis à l'essai d'autres stratégies pour indiquer la protection offerte par un RPA, mais elles se sont avérées inférieures à cette méthode[9]. Néanmoins, le fait que la protection offerte par un RPA soit mesurée pour deux années seulement risque de compromettre la fiabilité de la variable. Si un nombre important de personnes acceptent ou quittent un emploi offrant la protection d'un RPA sur une longue période, la protection offerte au cours d'une année ne constitue pas nécessairement une bonne mesure des cotisations cumulatives.

Si les données de la DAL ne nous permettent pas d'examiner les antécédents des personnes échantillonnées au chapitre des RPA, elles permettent cependant de mieux comprendre ceux du groupe comparable de déclarants qui avaient de 55 à 57 ans en 2001. On dispose, pour ce groupe, de renseignements sur la protection offerte par un RPA depuis 1991, ce qui nous permet d'évaluer dans quelle mesure la protection offerte pendant deux années (2001 et 2002) rend compte des tendances de la décennie précédente. Les déclarants âgés de 55 à 57 ans en 2001 (tableau 2) ont été sélectionnés selon les mêmes critères que les déclarants retenus dans notre analyse[10]. Parmi les déclarants qui étaient protégés par un RPA en 2001 et en 2002, 67 % étaient protégés pendant les 10 années de la décennie précédente et 82 % l'étaient pendant au moins 8 années sur 10. On peut en déduire que la protection offerte par un RPA pendant deux années constitue une approximation raisonnable de la protection à long terme, du moins chez les déclarants âgés de 55 à 57 ans. Parmi les déclarants qui n'étaient protégés par un RPA ni en 2001 ni en 2002, 71 % n'étaient protégés pendant aucune année de la décennie précédente et 80 % étaient protégés pendant trois ans ou moins. Encore une fois, l'absence de protection offerte par un RPA pendant deux années semble constituer une approximation raisonnable de la protection à long terme. Cela dit, il convient de souligner que près de 12 % des déclarants qui n'étaient

7. En 1993, les participants à un RPDB comptaient pour 7 % des participants à un RPA.
8. Les chiffres correspondants pour les célibataires de ce groupe d'âge sont de 13 points de pourcentage chez les hommes et de 7 points de pourcentage chez les femmes.
9. Par exemple, nous avons calculé le nombre d'années où chaque déclarant avait fait une cotisation d'employé à un RPA pour les années 1986 à 1992. Parmi ceux qui n'avaient cotisé pendant aucune année, plus du quart ont déclaré un facteur d'équivalence positif en 1991. À cause de cette sous-estimation de la protection en matière de pensions, nous avons renoncé à utiliser la variable « cotisations d'employé ».
10. Il convient de signaler que les cohortes âgées de 55 à 57 ans en 1991 et celles du même âge en 2001 ont connu une situation économique semblable par rapport à la décennie précédente. Les personnes âgées de 55 à 57 ans en 1991 étaient à la fin de la quarantaine pendant la période de récession de 1982-1983 et au début de la cinquantaine pendant la période d'expansion de la fin des années 1980. De même, les personnes âgées de 55 à 57 ans en 2001 étaient à la fin de la quarantaine pendant la période de récession de 1992-1993 et au début de la cinquantaine pendant la période d'expansion de la fin des années 1990.

protégés par un RPA ni en 2001 ni en 2002 étaient protégés pendant au moins huit années de la décennie précédente. Les données de la DAL ne permettent pas de déterminer ce qui a modifié leur situation à l'égard d'un RPA. L'inclusion, dans le groupe des « non-participants » à un RPA, de certaines personnes ayant déjà été protégées par un RPA risque de réduire les écarts dans la situation financière en ce qui concerne cette variable.

**Tableau 1**
**Déclarants âgés de 55 à 57 ans en 2001 : nombre d'années de participation à un régime de pension agréé (RPA) par rapport à la décennie précédente, selon la participation en 2001 et 2002**

| Nombre d'années de participation lors de la décennie précédente | Participation à un RPA en 2001 et 2002 | | |
|---|---|---|---|
| | Aucune des deux années | Une année, soit 2001 ou 2002 | Les deux années, soit 2001 et 2002 |
| | pourcentage | | |
| Aucune | 70,7 | 8,4 | 1,5 |
| Une | 3,7 | 2,6 | 1,7 |
| Deux | 2,9 | 2,3 | 1,9 |
| Trois | 2,6 | 2,4 | 2,0 |
| Quatre | 2,2 | 2,3 | 2,3 |
| Cinq | 2,1 | 2,3 | 2,3 |
| Six | 2,1 | 2,6 | 2,7 |
| Sept | 2,2 | 3,1 | 3,5 |
| Huit | 2,5 | 5,4 | 4,8 |
| Neuf | 3,5 | 10,2 | 10,0 |
| Dix | 5,5 | 58,4 | 67,3 |
| Total | 100,0 | 100,0 | 100,0 |

Source : Statistique Canada, banque de données administratives longitudinales (DAL).

**Définir les taux de remplacement**

L'objectif principal du présent document consiste à comparer les revenus des participants et des non-participants à un RPA après la retraite par rapport aux gains qu'ils touchaient avant, c'est-à-dire, les taux de remplacement. Pourtant, bien que les taux de remplacement soient au centre des discussions entourant le système de revenu de retraite, il n'existe ni définition ni mesure unique de cette notion.

Pour les besoins de la présente analyse, les revenus (avant impôts) provenant de diverses sources en 2006 sont compris dans le numérateur du calcul du taux de remplacement, tandis que les gains annuels moyens (avant impôts) touchés en 1989, 1990 et 1991 sont compris dans le dénominateur. Nous établissons une moyenne des gains sur trois ans pour tenir compte des fluctuations de l'emploi pouvant survenir d'une année à l'autre. Si nous utilisons les gains plutôt que le revenu total dans le dénominateur, c'est que pour maintenir le niveau de vie pendant la vieillesse, une personne n'a qu'à remplacer les sources de revenu dont elle ne dispose plus à la retraite (Horner, 2007). Nous présumons qu'après la retraite, il n'est pas nécessaire de remplacer les sources de revenu comme les intérêts et les dividendes. Nous examinons la proportion des gains de 1989 à 1991 « remplacés » par diverses sources de revenu en 2006 à l'aide des

statistiques descriptives et des statistiques multivariées décrites plus bas. Tous les chiffres des gains et des revenus sont exprimés *avant impôts*, en dollars constants de 2007[11].

## Tableau 2
## Revenu moyen sous forme de transferts touchés par les hommes en 2006, selon le quintile de gains et la situation à l'égard d'un régime de pension agréé (RPA) de 1989 à 1991

| | Quintile 1 | Quintile 2 | Quintile 3 | Quintile 4 | Quintile 5 |
|---|---|---|---|---|---|
| | | | dollars | | |
| **Borne inférieure du quintile de gains** | 10 000 | 32 800 | 45 750 | 58 200 | 76 100 |
| | | | pourcentage | | |
| **Protection en matière de retraite de 1991 à 1992** | | | | | |
| Pas de FE en 1991 ou 1992 | 77,5 | 44,7 | 28,5 | 21,2 | 22,8 |
| FE au cours de l'une des deux années, 1991 ou 1992 | 7,9 | 10,9 | 12,4 | 12,7 | 10,1 |
| FE au cours des deux années | 14,6 | 44,4 | 59,1 | 66,1 | 67,1 |
| Total | 100,0 | 100,0 | 100,0 | 100,0 | 100,0 |
| | | | dollars | | |
| **Gains annuels moyens (1989 à 1991)** | | | | | |
| Pas de FE en 1991 ou 1992 | 22 300 | 39 050 | 51 450 | 65 800 | 138 500 |
| FE au cours de l'une deux années, 1991 et 1992 | 24 200 | 39 850 | 51 950 | 66 200 | 106 800 |
| FE au cours des deux années | 25 500 | 40 150 | 51 800 | 66 500 | 107 750 |
| **Revenu moyen sous forme du Supplément de revenu garanti (SRG), Versement net du supplément fédéral (2006)** | | | | | |
| Pas de FE en 1991 ou 1992 | 1 850 | 900 | 600 | 350 | 100 |
| FE au cours de l'une des deux années, 1991 ou 1992 | 1 200 | 650 | 300 | 150 | 50 |
| FE au cours des deux années | 1 250 | 500 | 250 | 100 | 50 |
| **Revenu moyen sous forme de Sécurité de la vieillesse (SV) (2006)** | | | | | |
| Pas de FE en 1991 ou 1992 | 5 650 | 5 850 | 5 850 | 5 850 | 5 700 |
| FE au cours de l'une deux années, 1991 et 1992 | 5 850 | 5 850 | 5 850 | 5 900 | 5 850 |
| FE au cours des deux années | 5 750 | 5 850 | 5 900 | 5 900 | 5 800 |
| **Revenu moyen sous forme de Régime de pension du Canada/Régime de rentes du Québec (RPC/RRQ) (2006)** | | | | | |
| Pas de FE en 1991 ou 1992 | 6 500 | 8 150 | 8 450 | 8 500 | 8 550 |
| FE au cours de l'une des deux années, 1991 ou 1992 | 7 250 | 7 850 | 7 750 | 7 650 | 7 200 |
| FE au cours des deux années | 6 900 | 8 100 | 8 200 | 7 950 | 7 600 |
| **Revenu moyen sous forme d'autres transferts (2006)** | | | | | |
| Pas de FE en 1991 ou 1992 | 950 | 800 | 600 | 400 | 250 |
| FE au cours de l'une des deux années, 1991 ou 1992 | 900 | 750 | 600 | 550 | 200 |
| FE au cours des deux années | 900 | 650 | 650 | 450 | 250 |
| **Revenu de transfert total moyen (2006)** | | | | | |
| Pas de FE en 1991 ou 1992 | 14 950 | 15 700 | 15 500 | 15 100 | 14 600 |
| FE au cours de l'une des deux années, 1991 ou 1992 | 15 200 | 15 100 | 14 500 | 14 250 | 13 300 |
| FE au cours des deux années | 14 800 | 15 100 | 15 000 | 14 400 | 13 700 |

Note : Tous les montants ont été arrondis aux 50 $ les plus proches et sont exprimés en dollars constants de 2007. FE signifie Facteur d'équivalence.
Source : Statistique Canada, banque de données administratives longitudinales (DAL).

11. Des analyses antérieures montrent qu'un indice des prix à la consommation (IPC) établi pour un sous-groupe donné, comme les personnes qui se situent vers le bas ou vers le sommet de la répartition des revenus, ne diffère pas tellement de l'IPC pour l'ensemble de la population. Nous appliquons donc le même IPC à toutes les personnes de notre échantillon. Taktek, Nathalie, juin 1998, *Étude comparative d'indices de prix à la consommation (IPC) analytiques pour différents sous-groupes de la population de référence*, produit n° 62F0014MIB au catalogue de Statistique Canada, Ottawa, Série analytique – Division des prix, n° 13.

La DAL ne comprend pas de données sur le patrimoine des déclarants, c'est-à-dire sur les fonds propres qu'ils peuvent posséder : leur maison, leurs autres biens immobiliers, leurs autres actifs non financiers ou leurs épargnes non comptabilisées. De tels actifs pourraient être utilisés pour financer la consommation pendant la vieillesse, mais ne sont compris ni dans le revenu à des fins fiscales, ni dans les taux de remplacement présentés plus bas.

**Quintiles de revenu**

Il est plus facile de comparer la situation financière des participants et des non-participants à un RPA en tenant compte de leurs gains de 1989 à 1991. Comme le révèlent d'autres études (LaRochelle-Coté, Picot et Myles, 2007; Smith, 2003), les taux de remplacement sont en corrélation négative avec les gains; en effet, les personnes qui se situent au bas de l'échelle de la répartition des revenus obtiennent les taux de remplacement les plus élevés et celles qui se situent au sommet, les taux plus faibles. En outre, la fréquence de la protection offerte par un RPA et des cotisations à un REER est en corrélation positive avec les gains. Compte tenu de ces facteurs, les déclarants échantillonnés sont répartis en cinq groupes de taille égale en fonction de leurs gains annuels moyens de 1989 à 1991. On peut ainsi examiner, à différents points de la répartition, dans quelle mesure les gains sont remplacés par d'autres sources de revenu à l'âge de 70 à 72 ans. Les résultats sont présentés séparément pour les hommes et pour les femmes, car leurs antécédents d'emploi et leurs caractéristiques financières ont tendance à différer. On compte un peu plus de 6 400 hommes et de 4 700 femmes dans chaque quintile.

# 3 Résultats descriptifs

**Les hommes**

Le tableau 3 présente des renseignements descriptifs sur les caractéristiques financières des hommes de notre échantillon, désagrégés en fonction des quintiles de revenu et de la protection offerte par un RPA. On observe une corrélation positive entre les gains et la protection offerte par un RPA, car la proportion des hommes protégés par un RPA en 1991 et en 1992 était de 15 % dans le quintile inférieur (Q1), de 59 % dans le quintile intermédiaire (Q3) et de 67 % dans le quintile supérieur (Q5). Pour simplifier la présentation, les comparaisons énoncées dans la présente section sont établies entre les hommes qui étaient protégés par un RPA pendant les deux années (les participants) et ceux qui n'étaient protégés pendant aucune des deux années (les non-participants).

Par définition, les gains minimaux des hommes du quintile inférieur pour les années 1989 à 1991 étaient de 10 000 $, alors que ceux des hommes des quintiles intermédiaire et supérieur étaient respectivement d'environ 46 000 $ et 76 000 $. À l'intérieur des quintiles, les gains moyens de 1989 à 1991 étaient comparables chez les participants et les non-participants à un RPA; ils différaient d'environ 400 $ à 1 100 $ dans les deuxième, troisième et quatrième quintiles. Dans le quintile supérieur (Q5), les participants à un RPA gagnaient, en moyenne, près de 31 000 $ *de moins* que les non-participants.

Pour ce qui est du revenu touché en 2006, nous tenons d'abord compte des transferts gouvernementaux. Le revenu moyen sous forme de versement net des suppléments fédéraux (qui comprend le supplément de revenu garanti [SRG]) et d'autres programmes de soutien du revenu a diminué dans les quintiles de revenu de 1989 à 1991, reflétant l'objectif du programme d'offrir un soutien aux personnes âgées à faible revenu. Les hommes du quintile inférieur (Q1) qui n'étaient pas protégés par un RPA touchaient, en moyenne, près de 1 900 $ du SRG/versement net des suppléments fédéraux, alors que les hommes protégés par un RPA touchaient près de 1 300 $. (Il convient de signaler que tous les déclarants sont compris dans le calcul des montants moyens,

qu'ils aient touché ou non un revenu provenant de la source.) Comme nous le montre le tableau explicatif 1 en annexe, la fréquence de réception de SRG/versement net des suppléments fédéraux était plus élevée parmi les hommes qui ne bénéficiaient pas de la protection offerte par un RPA que parmi ceux qui en bénéficiaient, la différence entre les groupes allant de 8 à 13 points de pourcentage environ dans la plupart des quintiles.

**Tableau 3**
**Revenu moyen du marché touché par les hommes en 2006, selon le quintile de gains et la situation à l'égard d'un régime de pension agréé (RPA) de 1989 à 1991**

| | Quintile 1 | Quintile 2 | Quintile 3 | Quintile 4 | Quintile 5 |
|---|---|---|---|---|---|
| | | | dollars | | |
| **Gains moyens (2006)** | | | | | |
| Pas de FE en 1991 ou 1992 | 1 900 | 3 250 | 5 250 | 7 000 | 20 050 |
| FE au cours de l'une des deux années, 1991 ou 1992 | 1 050 | 1 050 | 1 200 | 1 400 | 4 900 |
| FE au cours des deux années | 1 550 | 850 | 1 050 | 1 550 | 5 150 |
| **Revenu net moyen d'un travail autonome (2006)** | | | | | |
| Pas de FE en 1991 ou 1992 | 150 | 400 | 350 | 400 | 2 400 |
| FE au cours de l'une deux années, 1991 ou 1992 | 0 | 0 | 150 | 150 | 2 050 |
| FE au cours des deux années | 0 | 50 | 50 | 50 | 800 |
| **Revenu moyen sous forme de régimes enregistrés d'épargne retraite (RÉER) (2006)** | | | | | |
| Pas de FE en 1991 ou 1992 | 250 | 350 | 750 | 450 | 1 550 |
| FE au cours de l'une des deux années, 1991 ou 1992 | 200 | 350 | 600 | 450 | 1 100 |
| FE au cours des deux années | 300 | 200 | 400 | 550 | 850 |
| **Revenu moyen sous forme de prestation de retraite (2006)** | | | | | |
| Pas de FE en 1991 ou 1992 | 5 350 | 8 150 | 12 700 | 17 000 | 29 200 |
| FE au cours de l'une des deux années, 1991 ou 1992 | 8 350 | 11 600 | 16 850 | 24 850 | 40 800 |
| FE au cours des deux années | 7 950 | 11 600 | 16 200 | 23 150 | 42 800 |
| **Revenu moyen sous formes d'intérêts, d'investissements et de dividendes (2006)** | | | | | |
| Pas de FE en 1991 ou 1992 | 1 800 | 2 700 | 3 700 | 5 850 | 19 700 |
| FE au cours de l'une des deux années, 1991 ou 1992 | 1 250 | 1 100 | 1 450 | 3 000 | 5 600 |
| FE au cours des deux années | 850 | 900 | 1 200 | 1 700 | 4 350 |
| **Revenu moyen à partir d'autres sources du marché (2006)** | | | | | |
| Pas de FE en 1991 ou 1992 | 800 | 1 250 | 1 250 | 2 550 | 5 050 |
| FE au cours de l'une des deux années, 1991 ou 1992 | 600 | 600 | 800 | 850 | 1 400 |
| FE au cours des deux années | 500 | 550 | 950 | 1 050 | 2 150 |
| **Revenu total moyen du marché (2006)** | | | | | |
| Pas de FE en 1991 ou 1992 | 10 200 | 16 150 | 23 950 | 33 250 | 77 950 |
| FE au cours de l'une des deux années, 1991 ou 1992 | 11 450 | 14 650 | 21 050 | 30 700 | 55 850 |
| FE au cours des deux années | 11 200 | 14 200 | 19 750 | 28 000 | 56 050 |

Note : Tous les montants ont été arrondis aux 50 $ les plus proches et sont exprimés en dollars constants de 2007, FE signifie Facteur d'équivalence.
Source : Statistique Canada, banque de données administratives longitudinales (DAL).

La plupart des hommes échantillonnés recevaient des prestations de la Sécurité de la vieillesse (SV) proches du montant maximal, les prestations moyennes allant d'environ 5 600 $ à 5 900 $ dans tous les quintiles. L'écart était minime entre les montants moyens touchés par les participants et les non-participants à un RPA. Dans tous les quintiles, les prestations du Régime de pensions du Canada (RPC) ou du Régime de rentes du Québec (RRQ) représentaient la plus forte proportion des transferts gouvernementaux touchés en 2006, les prestations moyennes allant d'environ 6 500 $ à 8 500 $. Dans la plupart des quintiles, on observe des écarts inférieurs à 600 $ entre les participants et les non-participants à un RPA. Enfin, le revenu moyen sous forme d'autres

transferts gouvernementaux, comme les crédits d'impôt remboursables et les suppléments de revenu provinciaux, variaient d'environ 300 $ à 900 $ dans tous les quintiles; encore une fois, l'écart était minime entre les participants et les non-participants à un RPA.

Dans l'ensemble, le revenu moyen sous forme de transferts gouvernementaux en 2006 s'établissait à peu près entre 14 000 $ et 16 000 $ chez les hommes échantillonnés. Le montant moyen touché par les participants à un RPA était un peu plus faible que celui des non-participants (l'écart était d'environ 200 $ à 700 $ dans la plupart des quintiles), car les participants avaient un revenu moyen provenant du SRG et du RPC/RRQ un peu plus faible.

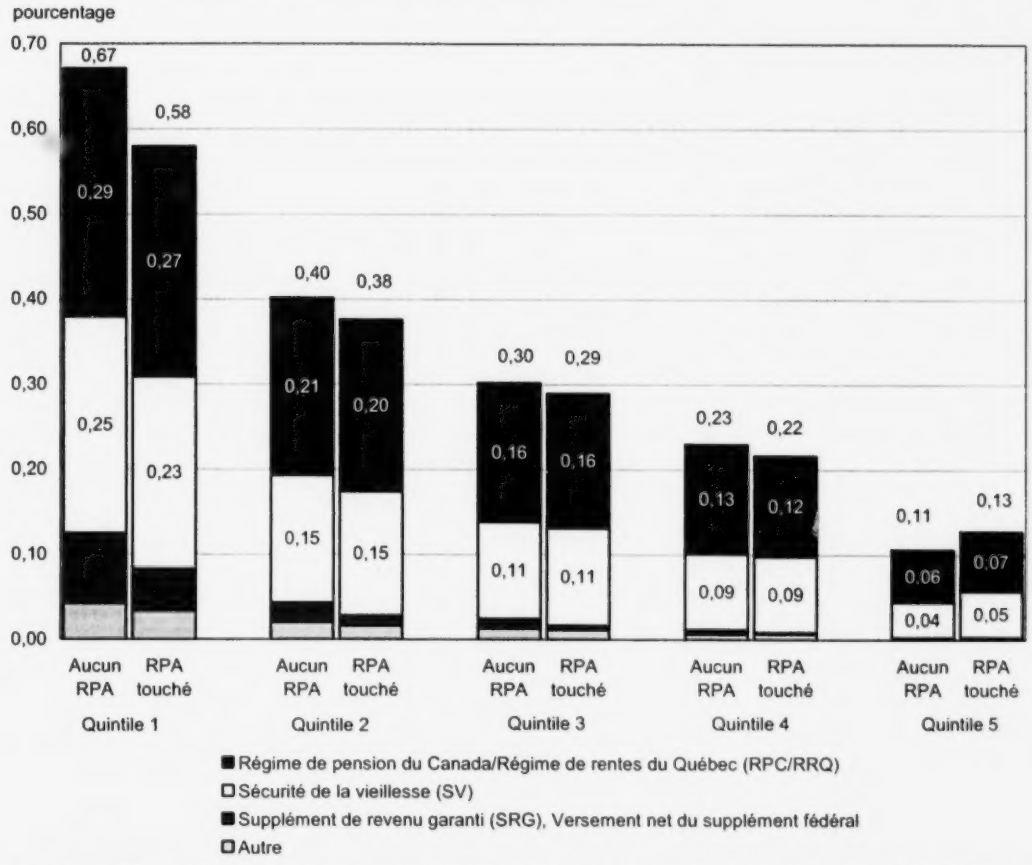
Convertis en proportions des gains moyens touchés de 1989 à 1991, les transferts gouvernementaux ont joué un rôle comparable dans le remplacement du revenu des participants et des non-participants à un RPA en 2006 (graphique 1). Chez les hommes du troisième quintile, par exemple, les transferts gouvernementaux comptaient pour 29 % des gains des participants à un RPA de 1989 à 1991 et pour 30 % de ceux des non-participants. De même, le rôle des transferts gouvernementaux dans le remplacement du revenu présentait un écart de 1 à 2 points de pourcentage entre les participants et les non-participants à un RPA dans les deuxième, quatrième et cinquième quintiles. On observe un écart plus important dans le premier quintile, où les transferts gouvernementaux comptaient pour 58 % des gains des participants à un RPA et pour 67 % de ceux des non-participants. Comme le revenu moyen sous forme de transferts touchés par chaque groupe était pratiquement identique en 2006, cet écart était attribuable aux gains légèrement plus élevés des participants à un RPA pendant les années 1989 à 1991.

Nous avons aussi examiné les sources du revenu du marché touché en 2006; les gains moyens provenant de ces sources variaient considérablement *entre* les quintiles et *à l'intérieur* des quintiles. Parmi les non-participants à un RPA, les gains moyens en 2006 allaient d'environ 1 900 $ chez les hommes du premier quintile à près de 21 000 $ chez ceux du cinquième quintile (tableau 3). *À l'intérieur* des quintiles, les gains moyens en 2006 étaient considérablement plus faibles chez les participants que chez les non-participants à un RPA : l'écart variait d'environ 2 400 $ à 5 500 $ chez les hommes des deuxième, troisième et quatrième quintiles et atteignait près de 15 000 $ dans le cinquième quintile. En 2006, comme nous le verrons plus loin, les participants à un RPA étaient proportionnellement beaucoup plus nombreux que les non-participants à avoir pris leur retraite.

En 2006, de façon générale, les hommes de notre échantillon touchaient en moyenne moins de 800 $ directement d'un régime enregistré d'épargne-retraite (REER); à cet égard, l'écart était minime entre les participants et les non-participants à un RPA (tableau 3)[12]. La proportion la plus forte du revenu du marché était généralement constituée de rentes et de pensions de retraite, et les montants moyens provenant de cette source augmentaient d'un quintile à l'autre. À l'intérieur des quintiles de revenu, le revenu moyen sous forme de rentes et de pensions de retraite était nettement plus élevé chez les participants que chez les non-participants à un RPA, l'écart variant de 3 500 $ à 6 200 $ dans les deuxième, troisième et quatrième quintiles. Rappelons que le revenu sous forme de rentes et de pensions de retraite comprend les prestations d'un RPA, ainsi que le revenu provenant d'une rente et d'un fonds enregistré de revenu de retraite (FERR). Il convient également de signaler que les déclarants qui *ne participaient pas* à un RPA en 1991 ni en 1992 peuvent avoir déjà participé à un régime de retraite pendant leur vie active et, de ce fait, pouvaient toucher des prestations d'un RPA.

12. Le revenu moyen provenant directement d'un REER était un peu plus élevé (près de 1 700 $) chez les non-participants à un RPA du cinquième quintile.

**Graphique 1**
**Hommes âgés de 70 à 72 ans : revenu sous forme de transferts en 2006 en pourcentage des gains annuels moyens de 1989 à 1991, selon la situation à l'égard d'un régime de pension agréé (RPA)**



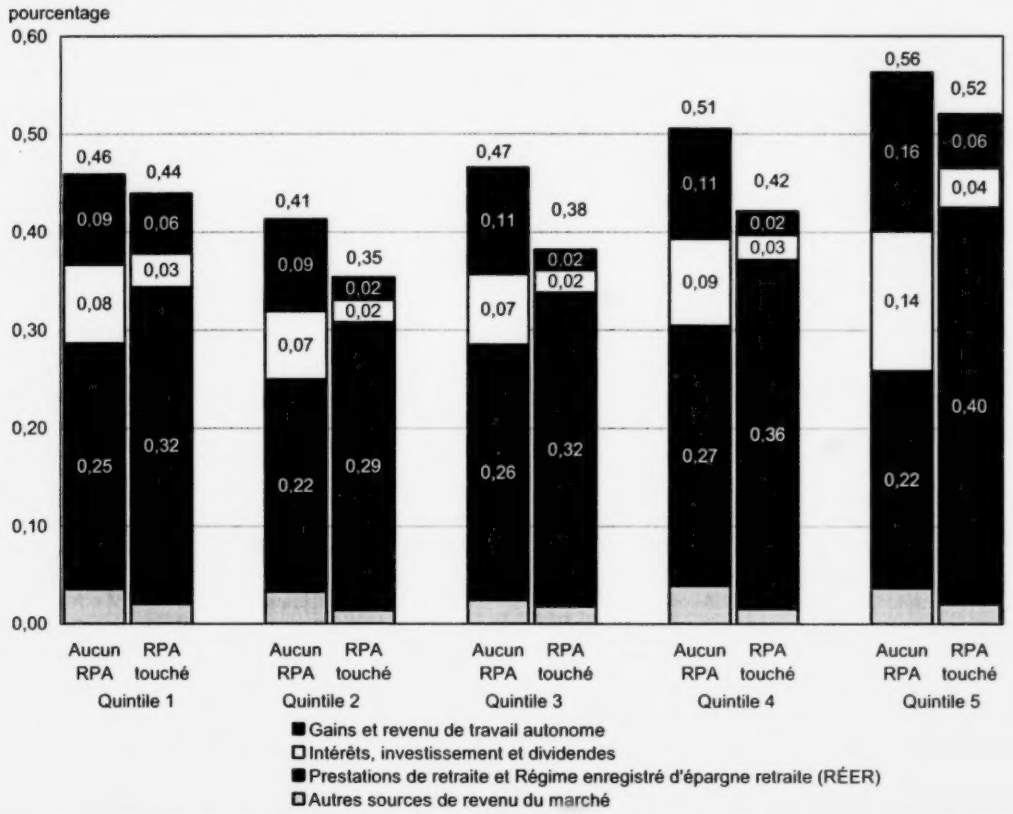

Note : "Aucun RPA" signifie qu'aucun revenu sous la forme de régime de pension agréé a été touché en 1991 et 1992. "RPA touché" signifie qu'un revenu de régime de pension agréé a été touché en 1991 et 1992.

Alors que le revenu sous forme de rentes et de pensions de retraite était plus élevé chez les participants à un RPA que chez les non-participants, c'était plutôt l'inverse dans le cas des intérêts, des placements et des dividendes. Le revenu provenant de ces sources était plus faible chez les participants que chez les non-participants à un RPA, l'écart allant de 1 800 $ à 4 200 $ dans les deuxième, troisième et quatrième quintiles. Le revenu moyen provenant d'autres sources du marché (revenu de location, allocations de retraite, subventions) était aussi un peu plus faible chez les participants à un RPA.

Dans l'ensemble, en 2006, le revenu du marché total allait d'environ 10 000 $ à 11 000 $ chez les hommes du premier quintile pour atteindre près de 56 000 $ et plus chez ceux du cinquième quintile. En moyenne, les participants à un RPA touchaient un revenu plus élevé que les non-participants sous forme de rentes et de pensions de retraite, mais un revenu moins élevé sous forme d'intérêts, de placements et de dividendes, de gains et d'autres sources du marché.

Converti en taux de remplacement, le profil du revenu du marché en 2006 paraissait très différent chez les participants et les non-participants à un RPA (graphique 2). La proportion des gains de 1989 à 1991 « remplacée » par des REER, des rentes et des pensions de retraite était de 6 à 18 points de pourcentage plus élevée chez les participants à un RPA, alors que la proportion « remplacée » par les intérêts, les placements et les dividendes était de 5 à 10 points de pourcentage plus faible. On remarque également qu'en 2006, les participants et les non-participants à un RPA occupaient un emploi rémunéré dans une mesure différente; en effet, dans la plupart des quintiles, les gains de 2006 (exprimés en pourcentage des gains de 1989 à 1991) étaient de 7 à 9 points de pourcentage plus faibles chez les participants à un RPA que chez les non-participants[13].

**Graphique 2**
**Hommes âgés de 70 à 72 ans : revenu du marché en 2006 en pourcentage des gains annuels moyens de 1989 à 1991, selon la situation à l'égard d'un régime de pension agréé (RPA)**



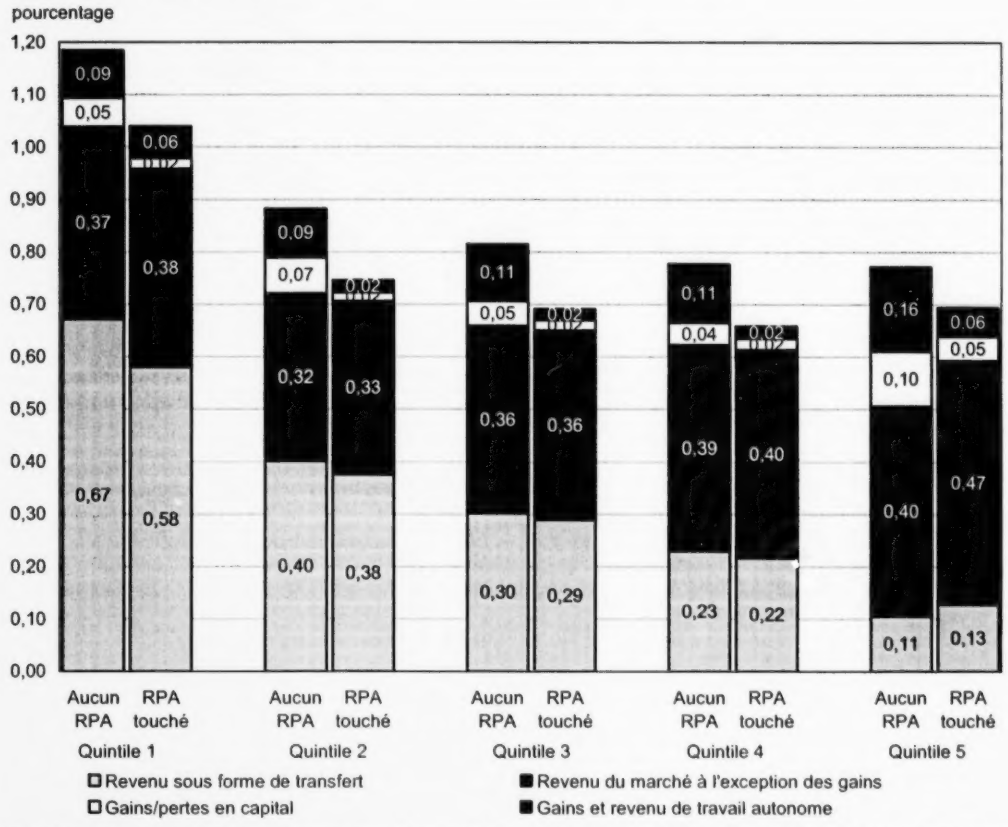

Note : "Aucun RPA" signifie qu'aucun revenu sous la forme de régime de pension agrée a été touché en 1991 et 1992. "RPA touché" signifie qu'un revenu de régime de pension agréé a été touché en 1991 et 1992.

En théorie, les taux de remplacement du revenu supposent le remplacement des gains par d'autres sources de revenu pendant la vieillesse; une stricte application de cette notion exclurait donc les personnes occupées. Dans cette optique, l'exclusion des gains dans le calcul des taux de remplacement constitue un exercice utile. Comme le montre le graphique 3, les trois autres

13. Les gains touchés en 2006 comprennent les salaires et traitements, le revenu net provenant d'un travail indépendant, le revenu d'une société en commandite simple et tout autre revenu d'emploi.

sources de revenu du marché « remplaçaient » de 32 % à 40 % des gains des hommes des premier au quatrième quintiles, avec un écart de 1 point de pourcentage entre les participants et les non-participants à un RPA dans ces quintiles. On peut en déduire que si les gains (et, par conséquent, la situation par rapport à la retraite) sont en corrélation avec la protection offerte par un RPA, les participants et les non-participants à un RPA qui n'occupent plus un emploi rémunéré obtiennent cependant des taux de remplacement comparables. Nous examinons cette hypothèse en profondeur dans la section suivante du document.

**Graphique 3**
**Hommes âgés de 70 à 72 ans : revenu total en 2006 en pourcentage des gains annuels moyens de 1989 à 1991, selon la situation à l'égard d'un régime de pension agréé (RPA)**




Note : "Aucun RPA" signifie qu'aucun revenu sous la forme de régime de pension agrée a été touché en 1991 et 1992. "RPA touché" signifie qu'un revenu de régime de pension agréé a été touché en 1991 et 1992.

La définition du revenu du marché utilisée plus haut ne comprenait pas les gains ou pertes en capital nets résultant de la cession d'actifs. Pour compléter le profil du revenu des hommes de la cohorte, le graphique 3 montre les gains en capital en 2006 en proportion des gains touchés de 1989 à 1991, ainsi que le revenu du marché et le revenu sous forme de transferts en 2006. Du premier au quatrième quintile, les gains en capital en 2006 allaient de 500 $ à 2 800 $ et ils étaient de 700 $ à 1 400 $ plus élevés chez les non-participants à un RPA que chez les participants. En proportion des gains de 1989 à 1991, on observe un écart de 2 à 5 points de pourcentage dans les taux de remplacement du revenu.

**Les femmes**

Les renseignements descriptifs révèlent que les caractéristiques financières des femmes ressemblent beaucoup à celles des hommes. Comme chez les hommes, la protection offerte par un RPA était en corrélation positive avec les gains : 10 % des femmes du premier quintile adhéraient à un RPA en 1991 et 1992, contre 49 % du troisième quintile et 70 % du cinquième quintile (tableau 4). Les seuils de revenu minimum pour chaque quintile et les gains annuels moyens à l'intérieur des quintiles étaient plus faibles chez les femmes que chez les hommes mais, à l'intérieur des quintiles, le revenu moyen touché par les participants et les non-participants à un RPA différait en général de 100 $ à 900 $. Seul le cinquième quintile faisait exception.

En ce qui concerne le revenu sous forme de transferts gouvernementaux en 2006, de façon générale, la moyenne des montants totaux touchés par les participantes à un RPA et les non-participantes allait d'environ 12 500 $ à 14 500 $ chez les femmes échantillonnées[14]. À l'intérieur de chaque quintile, le montant moyen touché par les participantes et les non-participantes différait de quelques centaines de dollars au plus et, converti en proportion des gains de 1989 à 1991, il jouait un rôle semblable dans les taux de remplacement. En effet, les proportions moyennes des gains remplacés par les transferts gouvernementaux différaient de 1 point de pourcentage chez les femmes des deuxième, troisième et quatrième quintiles, et de 4 à 5 points de pourcentage chez celles des premier et cinquième quintiles (graphique 4).

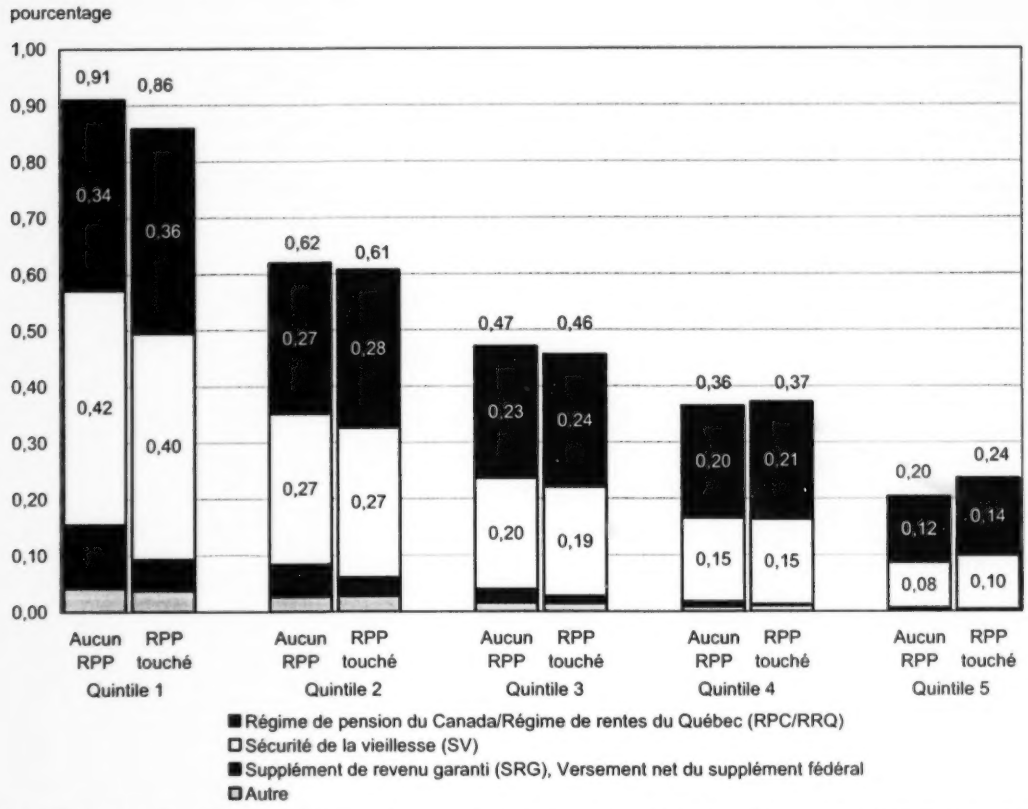
14. Comme dans le cas des hommes, la fréquence de réception de SRG/versement net des suppléments fédéraux était de 8 à 12 points de pourcentage plus élevée parmi les femmes qui ne bénéficiaient pas de la protection offerte par un RPA que parmi celles qui en bénéficiaient (voir le tableau explicatif 1 en annexe).

## Tableau 4
## Revenu sous forme de transferts touchés par les femmes en 2006, selon le quintile de gains et la situation à l'égard d'un régime de pension agréé (RPA) de 1989 à 1991

| | Quintile 1 | Quintile 2 | Quintile3 | Quintile 4 | Quintile 5 |
|---|---|---|---|---|---|
| | | | dollars | | |
| **Borne inférieure du quintile de gains** | 10 000 | 17 650 | 25 800 | 34 350 | 46 000 |
| | | | pourcentage | | |
| **Protection en matière de retraite de 1991 à 1992** | | | | | |
| Pas de FE en 1991 ou 1992 | 85,2 | 69,1 | 42,6 | 29,6 | 21,2 |
| FE au cours de l'une des deux années, 1991 ou 1992 | 4,6 | 7,5 | 8,7 | 8,3 | 8,6 |
| FE au cours des deux années | 10,2 | 23,4 | 48,7 | 62,1 | 70,2 |
| Total | 100,0 | 100,0 | 100,0 | 100,0 | 100,0 |
| | | | dollars | | |
| **Gains annuels moyens (1989 à 1991)** | | | | | |
| Pas de FE en 1991 ou 1992 | 13 750 | 21 450 | 29 650 | 39 250 | 71 850 |
| FE au cours de l'une des deux années, 1991 ou 1992 | 13 850 | 21 900 | 30 050 | 39 700 | 59 550 |
| FE au cours des deux années | 14 600 | 22 050 | 30 550 | 39 400 | 62 050 |
| **Revenu moyen sous forme du Supplément de revenu garanti (SRG), du Versement net du supplément fédéral (2006)** | | | | | |
| Pas de FE en 1991 ou 1992 | 1 550 | 1 200 | 700 | 350 | 150 |
| FE au cours de l'une des deux années, 1991 ou 1992 | 1 050 | 750 | 550 | 200 | 100 |
| FE au cours des deux années | 800 | 750 | 400 | 100 | 0 |
| **Revenu moyen sous forme de Sécurité de la vieillesse (SV) (2006)** | | | | | |
| Pas de FE en 1991 ou 1992 | 5 750 | 5 750 | 5 850 | 5 850 | 5 750 |
| FE au cours de l'une des deux années, 1991 ou 1992 | 5 900 | 5 850 | 5 850 | 5 900 | 5 950 |
| FE au cours des deux années | 5 850 | 5 850 | 5 900 | 5 900 | 5 900 |
| **Revenu moyen sous forme de Régime de pension du Canada/Régime de rentes du Québec (RPC/RRQ) (2006)** | | | | | |
| Pas de FE en 1991 ou 1992 | 4 650 | 5 750 | 6 950 | 7 800 | 8 350 |
| FE au cours de l'une des deux années, 1991 ou 1992 | 5 400 | 6 000 | 7 200 | 7 900 | 8 200 |
| FE au cours des deux années | 5 350 | 6 200 | 7 200 | 8 200 | 8 550 |
| **Revenu moyen sous forme d'autres transferts (2006)** | | | | | |
| Pas de FE en 1991 ou 1992 | 600 | 600 | 450 | 300 | 300 |
| FE au cours de l'une des deux années, 1991 ou 1992 | 550 | 700 | 550 | 350 | 250 |
| FE au cours des deux années | 550 | 600 | 400 | 450 | 200 |
| **Revenu de transfert total moyen (2006)** | | | | | |
| Pas de FE en 1991 ou 1992 | 12 550 | 13 300 | 13 950 | 14 300 | 14 550 |
| FE au cours de l'une des deux années, 1991 ou 1992 | 12 900 | 13 300 | 14 150 | 14 350 | 14 500 |
| FE au cours des deux années | 12 550 | 13 400 | 13 900 | 14 650 | 14 650 |

Note : Tous les montants ont été arrondis aux 50 $ les plus proches et sont exprimés en dollars constants de 2007, FE signifie Facteur d'équivalence.
Source : Statistique Canada, banque de données administratives longitudinales (DAL).

**Graphique 4**
**Femmes âgées de 70 à 72 ans : revenu sous forme de transferts touchés en 2006 en pourcentage des gains annuels moyens de 1989 à 1991, selon la situation à l'égard d'un régime de pension agréé (RPA)**




Note : "Aucun" signifie qu'aucun revenu sous la forme de régime de pension agréé a été touché en 1991 et 1992. "RPA touché" signifie qu'un revenu de régime de pension agréé a été touché en 1991 et 1992.

Pour ce qui est du revenu du marché, encore une fois, les gains touchés en 2006 variaient de façon marquée à l'intérieur des quintiles et entre eux. *À l'intérieur* des quintiles, les gains moyens en 2006 étaient considérablement plus faibles chez les participantes à un RPA que chez les non-participantes; cet écart allait d'environ 1 000 $ à 3 700 $ chez les femmes des deuxième, troisième et quatrième quintiles.

Encore une fois, les femmes qui participaient à un RPA touchaient, en moyenne, un revenu plus élevé sous forme de rentes et de pensions de retraite que les non-participantes. Cet écart allait respectivement de 1 100 $ à 2 100 $ dans les deuxième, troisième et quatrième quintiles et de 2 800 $ à 5 300 $ dans les premier et cinquième quintiles. Toutefois, les revenus moyens provenant d'autres sources du marché, principalement les intérêts, placements et dividendes, étaient nettement plus faibles chez les participantes à un RPA que chez les non-participantes.

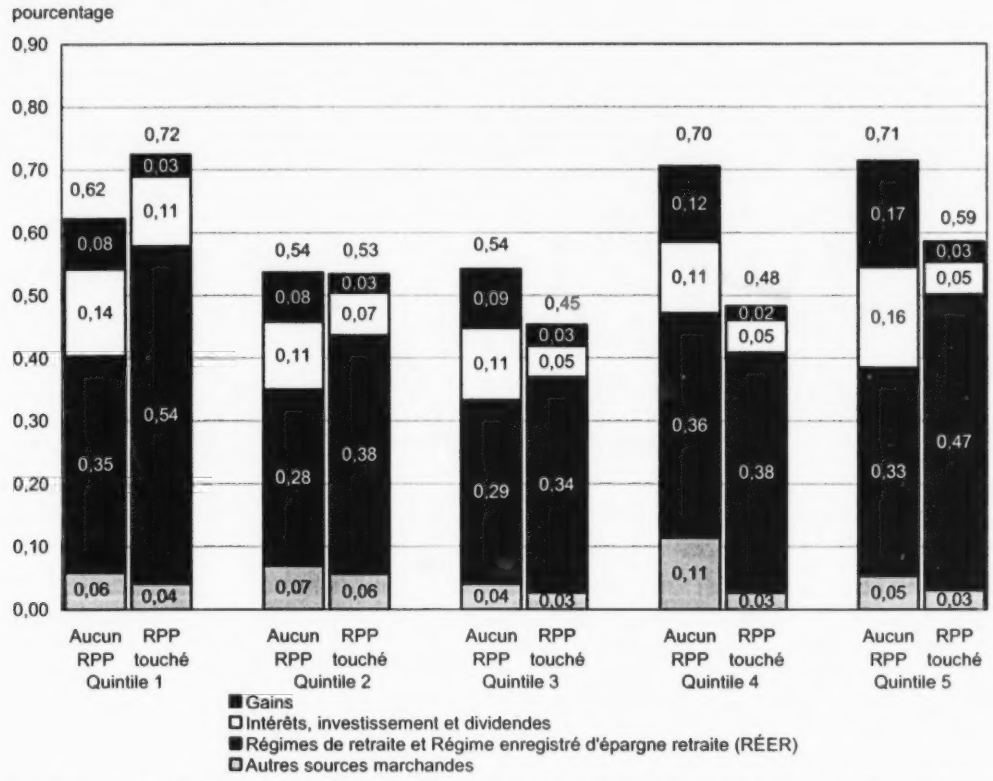
## Tableau 5
## Revenu moyen du marché des femmes en 2006, selon le quintile de gains et la situation à l'égard d'un régime de pension agréé (RPA) de 1989 à 1991

| | Quintile 1 | Quintile 2 | Quintile 3 | Quintile 4 | Quintile 5 |
|---|---|---|---|---|---|
| | | | dollars | | |
| **Gains moyens (2006)** | | | | | |
| Pas de FE en 1991 ou 1992 | 1 000 | 1 600 | 2 600 | 4 500 | 10 950 |
| FE au cours de l'une des deux années, 1991 ou 1992 | 900 | 600 | 1 100 | 650 | 1 600 |
| FE au cours des deux années | 400 | 650 | 1 000 | 850 | 1 850 |
| **Revenu net moyen d'un travail autonome (2006)** | | | | | |
| Pas de FE en 1991 ou 1992 | 100 | 100 | 200 | 200 | 1 200 |
| FE au cours de l'une des deux années, 1991 ou 1992 | 50 | 0 | 150 | 100 | 200 |
| FE au cours des deux années | 100 | 50 | 50 | 50 | 150 |
| **Revenu moyen sous forme de régimes enregistrés d'épargne retraite (2006)** | | | | | |
| Pas de FE en 1991 ou 1992 | 200 | 200 | 400 | 450 | 500 |
| FE au cours de l'une des deux années, 1991 ou 1992 | 200 | 250 | 350 | 450 | 650 |
| FE au cours des deux années | 500 | 500 | 300 | 400 | 550 |
| **Revenu moyen sous forme de prestation de retraite (2006)** | | | | | |
| Pas de FE en 1991 ou 1992 | 4 550 | 5 800 | 8 250 | 13 550 | 23 350 |
| FE au cours de l'une des deux années, 1991 ou 1992 | 5 750 | 7 600 | 9 850 | 14 300 | 26 450 |
| FE au cours des deux années | 7 350 | 7 900 | 10 150 | 14 650 | 28 600 |
| **Revenu moyen sous formes d'intérêts, d'investissements et de dividendes (2006)** | | | | | |
| Pas de FE en 1991 ou 1992 | 1 900 | 2 300 | 3 400 | 4 500 | 11 450 |
| FE au cours de l'une des deux années, 1991 ou 1992 | 1 450 | 1 650 | 2 250 | 2 350 | 4 150 |
| FE au cours des deux années | 1 600 | 1 500 | 1 500 | 2 050 | 3 250 |
| **Revenu moyen à partir d'autres sources du marché (2006)** | | | | | |
| Pas de FE en 1991 ou 1992 | 800 | 1 500 | 1 200 | 4 450 | 3 800 |
| FE au cours de l'une des deux années, 1991 ou 1992 | 900 | 850 | 650 | 1 400 | 1 750 |
| FE au cours des deux années | 600 | 1 250 | 800 | 1 050 | 1 950 |
| **Revenu total moyen du marché (2006)** | | | | | |
| Pas de FE en 1991 ou 1992 | 8 550 | 11 500 | 16 050 | 27 700 | 51 250 |
| FE au cours de l'une des deux années, 1991 ou 1992 | 9 300 | 11 150 | 14 250 | 19 200 | 34 800 |
| FE au cours des deux années | 10 600 | 11 750 | 13 850 | 19 000 | 36 350 |

Note : Tous les montants ont été arrondis aux 50 $ les plus proches et sont exprimés en dollars constants de 2007, FE signifie Facteur d'équivalence.
Source : Statistique Canada, banque de données administratives longitudinales (DAL).

Ces écarts se reflètent dans les taux de remplacement du revenu des participantes et des non-participantes (graphique 5). Chez les participantes à un RPA des deuxième, troisième et quatrième quintiles, les REER, les rentes et les pensions de retraite comptaient en 2006 pour 34 % à 38 % des gains de 1989 à 1991, alors que les proportions étaient de 2 à 10 points de pourcentage plus faibles chez les non-participantes. Toutefois, le revenu du marché provenant d'autres sources compensait en grande partie cet écart.

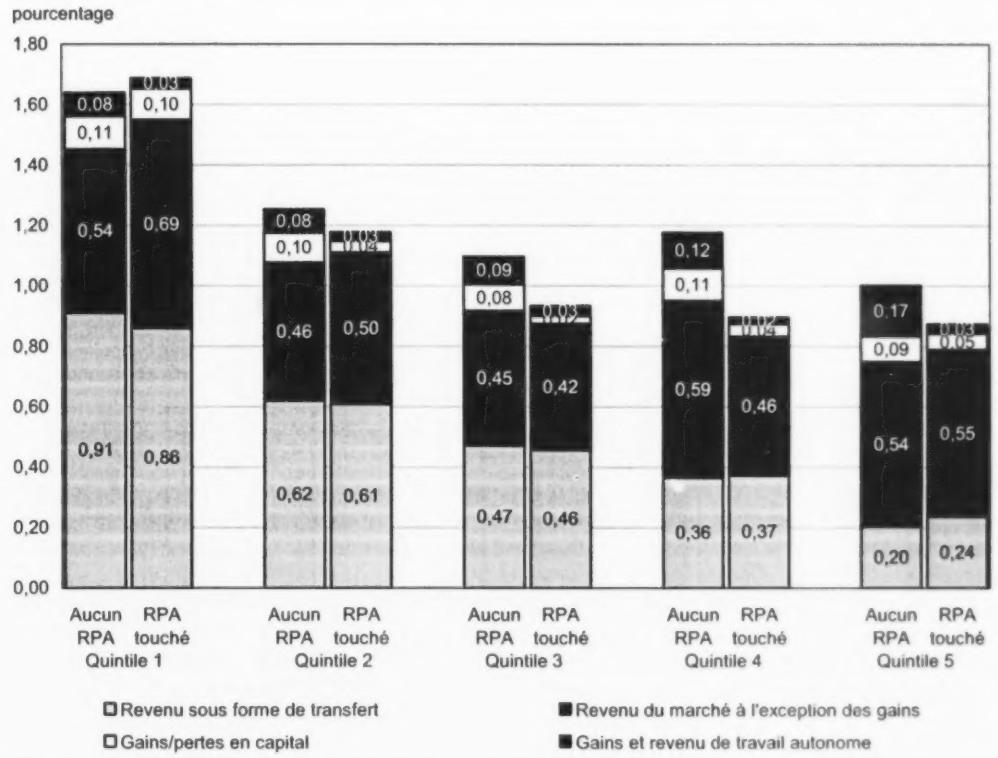
**Graphique 5**
**Femmes âgées de 70 à 72 ans : revenu du marché touché en 2006 en pourcentage des gains annuels moyens de 1989 à 1991, selon la situation à l'égard d'un régime de pension agréé (RPA)**




Note : « Aucun RPA » signifie qu'aucun revenu sous la forme de régime de pension agréé n'a été touché en 1991 et 1992. « RPA touché » signifie qu'un revenu de régime de pension agréé a été touché en 1991 et 1992.

Enfin, si l'on tient compte des gains en capital nets (graphique 6), les montants moyens étaient de 1 300 $ à 2 600 $ plus élevés chez les non-participantes que chez les participantes des deuxième, troisième et quatrième quintiles et représentaient une plus forte proportion des gains de 1989 à 1991.

**Graphique 6**
**Femmes âgées de 70 à 72 : revenu total en 2006 en proportion des gains annuels moyens de 1989 à 1991, selon la situation à l'égard d'un régime de pension agréé (RPA)**




Note : « Aucun RPA » signifie qu'aucun revenu sous la forme de régime de pension agréé n'a été touché en 1991 et 1992. « RPA touché » signifie qu'un revenu de régime de pension agréé a été touché en 1991 et 1992.

# 4 Résultats multivariés

Jusqu'ici, nous avons examiné les caractéristiques financières des déclarants à l'aide de moyennes de groupe. Les écarts entre les gains moyens des participants à un RPA et ceux des non-participants en 2006 sont évidents et témoignent de l'importance de tenir compte de la situation sur le marché du travail dans l'analyse des taux de remplacement. À cette fin, nous présentons deux ensembles de modèles multivariés. Le premier est un modèle par probits qui distingue les facteurs (dont la protection offerte par un RPA) étroitement liés au fait d'être retraité à l'âge de 70 à 72 ans. Le second est un modèle de régression par les moindres carrés ordinaires (MCO) qui estime la vigueur de la corrélation entre un ensemble de caractéristiques et les taux de remplacement obtenus par les personnes *retraitées*.

### Situation à la retraite

Comme la DAL ne comprend pas de variable « retraite », il faut en créer une en fonction des caractéristiques financières des déclarants. Pour ce faire, nous considérons comme retraités les déclarants échantillonnés dont les gains en 2006 étaient 10 % sous leurs gains annuels moyens

au cours de la période 1989 à 1991. Cette définition tient compte de la possibilité que des retraités continuent de participer, dans une mesure limitée, au marché du travail rémunéré.

Pour ce qui est des variables indépendantes comprises dans les modèles multivariés, la DAL contient des renseignements détaillés sur les caractéristiques financières des déclarants, mais beaucoup moins sur leurs caractéristiques démographiques et celles de leur emploi. Par conséquent, les modèles multivariés comprennent un ensemble assez limité de variables indépendantes.

En ce qui concerne les caractéristiques démographiques, la DAL permet de distinguer les déclarants qui sont devenus des immigrants reçus au Canada entre 1980 et 1991, mais non ceux qui le sont devenus avant 1980. Nous avons inclus dans le modèle une variable correspondant à ces « immigrants de 1980 à 1991 », les personnes nées au Canada et les immigrants reçus avant 1980 servant de groupe de référence[15]. Comme les immigrants compris dans notre échantillon avaient au moins 44 à 46 ans au moment de leur arrivée, ils ont eu moins de temps que les personnes nées au Canada ou les immigrants de longue date pour cotiser au RPC/RRQ ou à un RPA pendant leur vie active. Le calcul des prestations de la SV tient également compte du nombre d'années de résidence au Canada. Pour ces raisons, les « immigrants de 1980 à1991 » devraient normalement obtenir des taux de remplacement inférieurs à ceux du groupe de référence et présenter une plus faible probabilité d'être retraité à l'âge de 70 à 72 ans[16].

La DAL contient des renseignements sur l'état matrimonial pour chaque année et, pendant la période de 1991 à 2006, une personne peut avoir changé d'état matrimonial plus d'une fois. La formation et la dissolution d'une famille ont une incidence importante sur le bien-être financier pendant la vieillesse et méritent donc une analyse approfondie. Toutefois, cette analyse dépasse le cadre du présent document et nous avons plutôt inclus un ensemble simplifié de variables nominales qui indiquent l'état matrimonial des déclarants au début et à la fin de la période de référence. Nos catégories comprennent les personnes qui étaient : i) mariées à la même personne en 1991 et 2006, ii) mariées en 1991 et séparées ou divorcées en 2006, iii) mariées en 1991 et veuves en 2006, ainsi que iv) toutes les autres combinaisons. Par rapport aux personnes qui étaient mariées au début et à la fin de la période de référence, celles qui étaient veuves (sans s'être remariées) devraient normalement bénéficier de taux de remplacement plus élevés puisqu'elles peuvent toucher des prestations de retraite et d'épargne-retraite accumulées par leur conjoint. Nous n'avons pas d'attentes *a priori* en ce qui concerne les autres catégories d'état matrimonial.

Bien que nous exécutions des modèles de régression distincts pour les personnes de chaque quintile de revenu d'avant la retraite, il reste possible que les taux de remplacement varient au fil de la répartition des revenus *à l'intérieur* de chaque quintile. Dans le quintile inférieur, par exemple, les personnes qui se situent au bas de la répartition peuvent être plus susceptibles d'avoir droit à des prestations de retraite fondées sur le revenu, comme le supplément de revenu garanti, que celles qui se situent au sommet. Les gains moyens de 1989 à 1991 (mesurés en milliers de dollars) sont donc inclus dans les modèles et devraient normalement être en corrélation négative avec les taux de remplacement.

---

15. Rappelons que l'échantillon est limité aux personnes ayant produit une déclaration de revenus et touché des gains positifs en 1989, 1990 et 1991 inclusivement. Les immigrants arrivés au Canada entre 1989 et 1991 mais ne répondant pas à ces critères sont exclus.
16. Dans les modèles, nous avons mis à l'essai un ensemble de catégories d'immigration plus détaillé établissant une distinction entre les immigrants arrivés pendant la première et la deuxième moitié des années 1980. Toutefois, comme nous avons obtenu trop peu de cas dans plusieurs modèles propres à un quintile donné, nous avons utilisé le groupe plus vaste.

Enfin, nous avons inclus une variable indiquant si une personne bénéficiait ou non par un RPA en 1991 ou 1992. Cette variable devrait normalement être en corrélation positive avec la probabilité d'être retraité et avec les taux de remplacement obtenus par les retraités.

Nous avons exécuté les modèles par probits pour chaque quintile de revenu, séparément pour les hommes et pour les femmes. Les résultats complets figurent dans le tableau 1 en annexe. Parmi les quatre variables indépendantes comprises dans les modèles, la situation à l'égard d'un RPA est la seule qui est étroitement et uniformément corrélée à la situation à la retraite. La vigueur de la corrélation est illustrée dans le tableau 6, qui montre la probabilité prévue de retraite et sa variation en fonction de la situation à l'égard d'un RPA. Nous avons calculé la probabilité prévue de base pour une personne qui était mariée au début et à la fin de la période de référence, qui était née au Canada ou qui avait immigré avant 1980, dont les gains de 1989 à 1991 se situaient dans la moyenne pour le quintile et qui ne bénéficiait d'un RPA ni en 1991 ni en 1992. D'après ces caractéristiques, la probabilité prévue qu'un homme du troisième quintile soit retraité en 2006 était de 85 %. Cette probabilité augmente de 10,7 points de pourcentage si l'on suppose qu'il bénéficiait d'un RPA tant en 1991 qu'en 1992. Dans l'ensemble, les bénéfices offerts par un RPA accroissent la probabilité prévue d'être retraité de 4 points de pourcentage chez les hommes du premier quintile, de 10 points de pourcentage chez ceux du troisième quintile et de 14 points de pourcentage chez ceux du cinquième . De même, dans le cas des femmes, cette probabilité était de 3 à 15 points de pourcentage plus élevée chez les participantes à un RPA que chez les non-participantes dans tous les quintiles.

Afin d'évaluer la solidité de ces résultats, nous avons appliqué les mêmes modèles par probits pour les années 2003, 2004 et 2005. Les probabilités prévues d'être retraité, et les effets marginaux liés aux bénéfices en matière de pensions, sont présentés pour la période de 2003 à 2006 dans les graphiques 1 à 6 de l'appendice.

Si l'on considère les hommes du troisième quintile, la probabilité prévue qu'un participant à un RPA soit retraité allait de 92 % en 2003 à 95 % en 2006, tandis que la probabilité prévue qu'une personne qui ne participe pas à un RPA soit retraitée a augmenté pour passer de 77 % à 85 % au cours de la même période (graphique 2 de l'appendice). Dans l'ensemble, la grande majorité des participants à un RPA (90 % ou plus) étaient retraités en 2003, alors que les personnes qui ne participaient pas à un RPA étaient plus susceptibles de retarder leur retraite à une date ultérieure et de la prendre à un âge plus avancé. Les raisons par lesquelles ils agissent de la sorte ne sont pas révélées dans la DAL.

**Taux de remplacement**

Nous avons ensuite appliqué les modèles de régression MCO pour les déclarants retraités. Encore une fois, nous avons utilisé des modèles distincts pour chaque quintile, ce qui permet d'estimer les corrélations entre les variables indépendantes et les taux de remplacement à différents points de la répartition des revenus. Outre les variables indépendantes comprises dans les modèles et présentées plus haut, nous avons inclus une variable « nombre d'années depuis le départ à la retraite ». Il s'agit du nombre d'années depuis que les gains annuels du déclarant sont devenus inférieurs à 10 % de ses gains de 1989 à 1991. Notre groupe de référence est celui des personnes retraitées depuis moins de cinq ans; des variables permettent de distinguer celles qui étaient retraitées depuis 5 à 9 ans et depuis 10 à 14 ans. On peut soutenir qu'il existe une corrélation positive — ou négative — entre le nombre d'années depuis le départ à la retraite et les taux de remplacement. D'une part, les personnes ayant pris leur retraite de 10 à 14 ans plus tôt peuvent disposer de ressources financières plus importantes (puisqu'elles avaient les moyens de prendre une retraite anticipée) et, de ce fait, bénéficier de taux de remplacement plus élevés à l'âge de 70 à 72 ans. D'autre part, elles peuvent aussi avoir eu plus de temps pour épuiser leur épargne, donc afficher des taux de remplacement plus faibles.

**Tableau 6**
**Probabilité d'être retraité : effets marginaux liés à la protection offerte par un régime de pension agréé (RPA)**

| | Quintile 1 | Quintile 2 | Quintile 3 | Quintile 4 | Quintile 5 |
|---|---|---|---|---|---|
| | | | pourcentage | | |
| **Hommes** | | | | | |
| Probabilité prédite d'être retraité | 89,5 | 87,2 | 84,8 | 83,9 | 79,1 |
| | | | points de pourcentage | | |
| **Effets marginaux liés à la protection offerte par un RPA Protection d'un RPA en 1991 et 1992*** | | | | | |
| Aucune des deux années (groupe de référence) | ... | ... | ... | ... | ... |
| Une année | 4,7 *** | 7,0 *** | 9,6 *** | 11,1 *** | 14,1 *** |
| Les deux années | 3,6 *** | 8,2 *** | 10,7 *** | 11,1 *** | 14,4 *** |
| | | | pourcentage | | |
| **Femmes** | | | | | |
| Probabilité prédite d'être retraitée | 91,3 | 90,0 | 87,4 | 84,1 | 78,6 |
| | | | points de pourcentage | | |
| **Effets marginaux liés à la protection offerte par un RPA Protection d'un RPA en 1991 et 1992*** | | | | | |
| Aucune des deux années (groupe de référence) | ... | ... | ... | ... | ... |
| Une année | 2,9 † | 6,0 *** | 5,3 *** | 12,8 *** | 15,5 *** |
| Les deux années | 4,8 *** | 5,5 *** | 8,0 *** | 11,8 *** | 15,3 *** |

† p<0.1
* p<0.05
** p<0.01
*** p<0.001
Note : La probabilité prédite est calculée à l'aide des gains moyens d'avant la retraite, du fait d'être marié au début et la fin de la période de référence, d'aucune protection d'un RPA en 1991 et 1992 et d'être né au Canada ou immigrant reçu avant 1980.

Nous avons appliqué les modèles MCO sur les taux de remplacement du revenu; il s'agit du revenu total (y compris les gains en capital) touché en 2006, divisé par les gains de 1989 à 1991. La variable dépendante étant un ratio, on peut interpréter les coefficients de régression comme la variation, en points de pourcentage, du taux de remplacement lié à chaque variable indépendante. Le tableau 7 montre les résultats pour les hommes.

La protection offerte par un RPA n'était pas systématiquement corrélée aux taux de remplacement du revenu obtenus par les hommes de l'échantillon. La corrélation était significative et négative pour les hommes du deuxième quintile et significative et positive pour ceux des troisième et cinquième quintiles, mais seulement pour les hommes qui étaient protégés par un RPA en 1991 ou en 1992. La situation à l'égard d'un RPA était étroitement et uniformément corrélée à la situation par rapport à la retraite à l'âge de 70 à 72 ans, mais non aux taux de remplacement du revenu des personnes qui avaient quitté la population active.[17]

17. Les mêmes modèles ont été exécutés pour les années 2003, 2004 et 2005 et ils ont donné des résultats similaires. Des 20 régressions exécutées par les hommes (les cinq quintiles pour chacune des quatre années), la relation entre la protection en matière de pensions et les taux de remplacement du revenu était non significative dans 13 cas, positive et significative dans un cas et négative et significative dans six cas.

**Tableau 7**
**Déclarants (hommes) âgés de 55 à 57 ans en 1991 : résultats de la régression des moindres carrés ordinaires (MCO) pour le ratio du revenu total (avant impôts) en 2006 aux gains annuels moyens (avant impôts) de 1989 à 1991**

| | Quintile 1 | Quintile 2 | Quintile 3 | Quintile 4 | Quintile 5 |
|---|---|---|---|---|---|
| | coefficient | coefficient | coefficient | coefficient | coefficient |
| **Constante** | 2,399 *** | 1,297 *** | 1,060 *** | 0,69 *** | 0,794 *** |
| **Protection d'un régime de pension agréé (RPA) en 1991 et 1992** | | | | | |
| Aucune des deux années (groupe de référence) | ... | ... | ... | ... | ... |
| Une année | 0,056 | 0,002 | 0,061 * | 0,002 | 0,075 * |
| Les deux années | 0,008 | -0,043 † | -0,002 | -0,020 | 0,003 |
| **Ont immigré entre 1980 et 1991** | | | | | |
| Non | ... | ... | ... | ... | ... |
| Oui | -0,454 *** | -0,063 | -0,195 † | -0,172 † | -0,183 |
| **Situation de famille en 1991 et 2006** | | | | | |
| Marié/mariée (groupe de référence) | ... | ... | ... | ... | ... |
| Marié/divorcée | -0,104 | -0,048 | -0,055 | -0,010 | 0,043 |
| Marié/veuve | 0,196 *** | 0,337 *** | 0,208 *** | 0,161 *** | 0,188 *** |
| Tous les autres | -0,054 † | -0,001 | 0,058 * | 0,088 *** | 0,065 * |
| **Nombre d'années depuis la "retraite"** | | | | | |
| Moins de 5 ans | ... | ... | ... | ... | ... |
| 5 à 9 | -0,054 | -0,067 † | -0,128 *** | -0,023 | -0,154 *** |
| 10 à 14 | 0,016 | -0,036 | -0,082 ** | 0,001 | -0,155 *** |
| **Gains de 1989 à 1991 ($000)** | -0,053 *** | -0,012 *** | -0,006 * | -0,001 | 0,000 * |

† p<0.1
* p<0.05
** p<0.01
*** p<0.001

Plusieurs autres variables comprises dans les modèles MCO sont corrélées aux taux de remplacement. Conformément aux attentes, les taux de remplacement étaient plus faibles chez les immigrants arrivés au Canada entre 1980 et 1991 que dans le reste de la population. Les « immigrants de 1980 à 1991 » des troisième et quatrième quintiles obtenaient des taux de remplacement de 17 à 20 points de pourcentage plus faibles que ceux du groupe de référence, alors que les immigrants du premier quintile obtenaient des taux de remplacement de plus de 40 points plus faibles. La corrélation entre le statut d'immigrant et les taux de remplacement était négative dans les deuxième et cinquième quintiles, mais sans atteindre des niveaux de signification statistique.

Il existe une étroite corrélation positive entre les taux de remplacement et le veuvage ; en général, le taux de remplacement chez les veufs à la fin de la période de référence était de 16 à 20 points de pourcentage supérieur à celui des hommes qui étaient toujours mariés. Cette corrélation s'explique peut-être par le versement de prestations au survivant et du produit d'autres instruments d'épargne-retraite accumulés par le conjoint. Il n'y avait pas d'écart significatif entre les taux de remplacement du revenu des hommes divorcés et ceux des hommes qui étaient toujours mariés.

Dans les deuxième, troisième et cinquième quintiles, le nombre d'années depuis le départ à la retraite est en corrélation négative avec les taux de remplacement, les hommes qui avaient pris leur retraite de 5 à 9 ans plus tôt obtenant des taux de remplacement de 7 à 15 points de pourcentage plus faibles que ceux qui avaient pris leur retraite au cours des cinq années

précédentes (à 66 ans ou plus). Dans les troisième et cinquième quintiles, on observe une corrélation négative entre le fait de prendre sa retraite de 10 à 14 ans plus tôt et les taux de remplacement. Enfin, on observe une corrélation négative entre les taux de remplacement et les gains de 1989 à 1991, surtout dans le premier quintile.

Le tableau 8 montre les résultats pour les femmes. La corrélation entre la protection offerte par un RPA et les taux de remplacement varie d'un quintile à l'autre : elle est positive et significative dans le premier quintile, mais négative et significative dans les troisième et quatrième quintiles[18].

**Tableau 8**
**Déclarantes âgées de 55 à 57 ans en 1991 : résultats de la régression des moindres carrés ordinaires (MCO) pour le ratio du revenu total (avant impôts) en 2006 aux gains annuels moyens (avant impôts) de 1989 à 1991**

| | Quintile 1 | Quintile 2 | Quintile 3 | Quintile 4 | Quintile 5 |
|---|---|---|---|---|---|
| | Coefficient | Coefficient | Coefficient | Coefficient | Coefficient |
| **Constante** | 2,816 *** | 1,832 *** | 1,514 *** | 1,293 *** | 0,956 *** |
| **Protection d'un régime de pension agréé (RPA) en 1991 et 1992** | | | | | |
| Aucune des deux années (groupe de référence) | ... | ... | ... | ... | ... |
| Une année | 0,112 | 0,007 | 0,013 | -0,155 † | -0,050 |
| Les deux années | 0,158 † | 0,006 | -0,067 * | -0,192 *** | -0,041 |
| **Ont immigré entre 1980 et 1991** | | | | | |
| Non | ... | ... | ... | ... | ... |
| Oui | -0,553 *** | -0,370 *** | -0,332 ** | -0,263 | -0,278 |
| **Situation de famille en 1991 et 2006** | | | | | |
| Mariée/marié (groupe de référence) | ... | ... | ... | ... | ... |
| Mariée/divorcé | 1,110 *** | 0,283 * | 0,032 | 0,394 * | -0,052 |
| Mariée/veuf | 1,067 *** | 0,783 *** | 0,537 *** | 0,653 *** | 0,410 *** |
| Tous les autres | 0,223 *** | 0,091 * | 0,051 † | 0,039 | 0,025 |
| **Nombre d'années depuis la "retraite"** | | | | | |
| Moins de 5 ans | ... | ... | ... | ... | ... |
| 5 à 9 | -0,301 ** | -0,079 | -0,090 † | -0,351 *** | -0,072 † |
| 10 à 14 | -0,322 *** | -0,084 | -0,062 | -0,398 *** | -0,118 ** |
| **Gains de 1989 à 1991 ($000)** | -0,086 *** | -0,035 *** | -0,018 ** | 0,000 | 0,000 |

† p<0.1
* p<0.05
** p<0.01
*** p<0.001

À l'instar des hommes, les femmes qui avaient immigré au Canada entre 1980 et 1991 ont obtenu des taux de remplacement du revenu inférieurs à ceux du groupe de référence, l'écart s'échelonnant entre 33 et 55 points de pourcentage dans les premier, deuxième et troisième quintiles.

Encore une fois, les changements d'état matrimonial sont en étroite corrélation avec les taux de remplacement : les femmes qui étaient divorcées à la fin de la période de référence bénéficiaient

18. Encore une fois, les résultats des modèles exécutés pour 2003, 2204 et 2006 sont similaires. Des 20 modèles de régression exécutés par les femmes, la relation entre la protection en matière de pensions et les taux de remplacement du revenu étaient non significative dans 16 cas et négative et significative dans quatre cas.

de taux de remplacement nettement plus élevés que celles qui étaient toujours mariées. De plus, les femmes de plusieurs quintiles qui étaient divorcées à la fin de la période de référence bénéficiaient de taux de remplacement plus élevés que leurs homologues mariées.

Dans plusieurs quintiles, il existe chez les femmes une corrélation négative entre le nombre d'années depuis le départ à la retraite et les taux de remplacement. En outre, comme chez les hommes, on observe une corrélation négative entre les taux de remplacement et les gains des femmes de 1989 à 1991, surtout, encore une fois, dans le premier quintile.

À partir de ces modèles, on peut estimer les taux de remplacement prévus pour des personnes possédant des caractéristiques spécifiques. Par exemple, on peut prédire qu'un homme né au Canada, qui ne bénéficie pas d'un RPA, qui était marié au cours de la période de référence, qui a pris sa retraite entre 1997 et 2001 et qui avait de 1989 à 1991 des gains annuels moyens de 40 000 $ obtiendrait un taux de remplacement du revenu de 0,63. On peut aussi prédire qu'une femme née au Canada et possédant les mêmes caractéristiques obtiendra un taux de remplacement de 0,85.

# 5 Conclusions et incidences

La présente analyse vise principalement à évaluer les caractéristiques financières des Canadiens qui étaient âgés de 70 à 72 ans en 2006 et la mesure dans laquelle ces caractéristiques différaient selon que ces personnes avaient participé ou non à un RPA lorsqu'elles étaient au milieu de la cinquantaine. Les étapes nécessaires pour définir notre échantillon et distinguer les participants à un RPA des non-participants témoignent des limites que présentent encore les données dans ce domaine. Nous avons besoin de données actuelles et fiables sur le patrimoine des Canadiens en âge de travailler afin d'évaluer leur préparation financière à la retraite. Un manque important de renseignements demeure et fait obstacle à la recherche dans le domaine. À cause de ces limites, nos conclusions reposent sur les taux de remplacement obtenus par un groupe étroitement défini de déclarants.

De plus, la stratégie utilisée pour distinguer les participants à un RPA (fondée sur deux années de cotisations à un régime de retraite) risque d'entraîner un certain « dérapage ». En termes simples, les non-participants à un RPA peuvent avoir accumulé pendant leur vie active des années de services ouvrant droit à pension. C'est peut-être pour cette raison que, dans notre échantillon, les non-participants à un RPA obtenaient en 2006 un revenu moyen sous forme de rentes et de pensions de retraite qui équivalait aux deux tiers ou aux trois quarts de celui des participants à un RPA. Des renseignements sur le nombre d'années de services ouvrant droit à pension et sur les caractéristiques des régimes de retraite permettraient une évaluation plus nuancée de la situation financière. En outre, la présente étude se limite aux personnes qui avaient de 70 à 72 ans en 2006. La situation économique de cette cohorte peut être différente de celle d'autres cohortes; par conséquent, il faut faire preuve de prudence avant d'extrapoler nos constatations à l'ensemble de la population de personnes âgées.

Cela dit, notre analyse indique qu'il existe une étroite corrélation entre la protection offerte par un RPA et la probabilité d'être retraité à l'âge de 70 à 72 ans. La vigueur de cette corrélation (de l'ordre de 4 à 14 points de pourcentage) à l'âge de 70 à 72 ans est considérable. Ce résultat concorde avec les conclusions de l'Enquête sociale générale de 2007, qui montrent que parmi les Canadiens non retraités de 45 à 59 ans, ceux qui participent à un RPA sont proportionnellement beaucoup plus nombreux que leurs homologues non participants à prévoir avec certitude de prendre leur retraite 1,1 an plus tôt (Schellenberg et Ostrovsky, 2008). Les raisons pour lesquelles les non-participants à un RPA de notre échantillon repoussent leur retraite à un âge plus avancé que les participants à un RPA ne sont pas révélées par nos données. Il est

probable qu'ils s'agit d'un choix pour certains, peut-être d'une volonté de continuer à travailler, et d'une nécessité pour d'autres, ce qui reflète peut-être des préoccupations concernant leur épargne en vue de la retraite. Mais, là encore, la prévalence de chacune des ces motivations dépasse la portée de nos données.

Chez les déclarants qui sont retraités, les taux de remplacement obtenus par les participants et les non-participants à un RPA de notre échantillon ne sont pas tellement différents. Cette conclusion, tirée des résultats de nos modèles multivariés, concorde avec les renseignements descriptifs présentés plus haut. Plus précisément, si les personnes qui ne participent pas à un RPA touchaient à l'âge de 70 à 72 ans un revenu sous forme de rentes et de pensions de retraite inférieur à celui des personnes en bénéficiant, cet écart était toutefois compensé par le revenu provenant d'autres sources du marché, principalement les intérêts, les placements et les dividendes, les autres sources du marché et les gains en capital.

D'autres résultats se dégagent de l'analyse, dont le niveau inférieur des taux de remplacement chez les immigrants arrivés au Canada entre 1980 et 1991. Il importe de souligner que ces personnes avaient au moins 44 ans lorsqu'elles sont arrivées au Canada et qu'elles ont donc eu beaucoup moins de temps que le reste de la population pour cotiser à un RPA ou au RPC/RRQ ou encore pour accumuler de l'épargne par d'autres moyens. Dans ce contexte, on peut s'attendre à des taux de remplacement plus faibles. De plus, la source de données utilisée dans le cadre de la présente analyse ne fournit pas de renseignements sur les actifs que les immigrants peuvent posséder à l'étranger.

Les résultats de l'analyse indiquent également qu'un changement d'état matrimonial à un âge avancé a une incidence importante sur la situation financière pendant la vieillesse. Il conviendrait d'effectuer une analyse détaillée à ce sujet. Il conviendrait également d'approfondir la recherche sur les travailleurs indépendants. Ce groupe constitue une proportion significative de travailleurs canadiens qui n'ont aucune protection en matière de pensions et dont on connaît très peu la situation financière pendant la vieillesse. Enfin, on pourrait examiner le lien entre la protection en matière de pensions et la situation financière pendant la vieillesse en prenant comme unité d'analyse le couple plutôt que la personne.

# Annexe

## Annexe – Tableau 1
## Pourcentage d'hommes et de femmes qui reçoivent le Supplément de revenu garanti (SRG)/Versement net du supplément fédéral en 2006, selon le quintile de revenu en 2006, le statut à l'égard d'un plan de pension agréé et du sexe

| | Quintile 1 | Quintile 2 | Quintile 3 | Quintile 4 | Quintile 5 |
|---|---|---|---|---|---|
| | | | pourcentage | | |
| **Hommes** | | | | | |
| **Protection en matière de retraite, 1991 à 1992** | | | | | |
| Pas de FE en 1991 ou 1992 | 54,3 | 38,1 | 27,0 | 16,7 | 5,4 |
| FE au cours de l'une des deux années, 1991 ou 1992 | 46,0 | 27,6 | 14,7 | 7,3 | 2,5 |
| FE au cours des deux années | 46,8 | 25,6 | 16,0 | 7,3 | 2,8 |
| **Femmes** | | | | | |
| **Protection en matière de retraite, 1991 à 1992** | | | | | |
| Pas de FE en 1991 ou 1992 | 42,4 | 37,0 | 27,0 | 16,7 | 5,4 |
| FE au cours de l'une des deux années, 1991 ou 1992 | 32,6 | 30,1 | 14,7 | 7,3 | 2,5 |
| FE au cours des deux années | 30,2 | 29,5 | 16,0 | 7,3 | 2,8 |

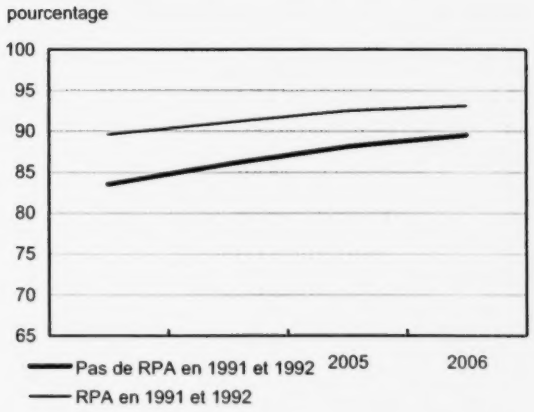
Note : Tous les montants ont été arrondis aux 50 $ les plus proches et sont exprimés en dollars constants de 2007. FE signifie Facteur d'équivalence.
Source : Statistique Canada, banque de données administratives longitudinales (DAL).

## Annexe – Tableau 2
## Résultats des modèles par probits de la probabilité d'être des hommes retraités âgés de 70 à 72 ans en 2006, selon le quintile de gains d'avant la retraite

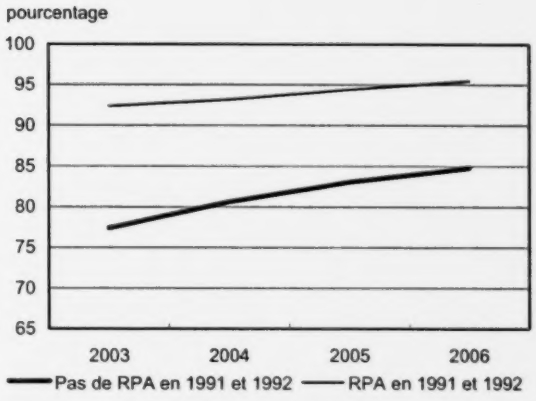
| | Quintile 1 | Quintile 2 | Quintile 3 | Quintile 4 | Quintile 5 |
|---|---|---|---|---|---|
| **Hommes** | | | | | |
| **Protection d'un régime de pension agréé (RPA) en 1991 et 1992** | | | | | |
| Aucune des deux années (groupe de référence) | ... | ... | ... | ... | ... |
| Une année | 0,317 *** | 0,437 *** | 0,563 *** | 0,659 *** | 0,679 *** |
| Les deux années | 0,229 *** | 0,547 *** | 0,663 *** | 0,653 *** | 0,702 *** |
| **Ont immigré entre 1980 et 1991** | | | | | |
| Non (groupe de référence) | ... | ... | ... | ... | ... |
| Oui | 0,228 * | 0,301 | -0,267 | 0,066 | -0,533 ** |
| **Situation de famille en 1991 et 2006** | | | | | |
| Marié/mariée (groupe de référence) | ... | ... | ... | ... | ... |
| Marié/divorcée | -0,307 ** | -0,021 | -0,107 | -0,116 | -0,133 |
| Marié/veuve | 0,031 | 0,170 | 0,010 | 0,263 * | 0,247 * |
| Tous les autres | -0,122 * | 0,037 | 0,063 | -0,051 | -0,164 ** |
| **Gains permanents (000$)** | -0,007 * | 0,005 | -0,014 * | -0,002 | 0,000 *** |
| **Constante** | 1,425 *** | 0,923 *** | 1,761 *** | 1,095 *** | 0,858 *** |
| **Femmes** | | | | | |
| **Protection d'un RPA en 1991 et 1992** | | | | | |
| Aucune des deux années (groupe de référence) | ... | ... | ... | ... | ... |
| Une année | 0,212 | 0,470 *** | 0,307 ** | 0,866 *** | 0,769 *** |
| Les deux années | 0,405 *** | 0,413 *** | 0,539 *** | 0,740 *** | 0,750 *** |
| **Ont immigré entre 1980 et 1991** | | | | | |
| Non (groupe de référence) | ... | ... | ... | ... | ... |
| Oui | 0,610 * | 0,052 | 0,177 | -0,759 ** | 0,553 |
| **Situation de famille en 1991 et 2006** | | | | | |
| Mariée/marié (groupe de référence) | ... | ... | ... | ... | ... |
| Mariée/divorcé | 0,474 | -0,120 | 0,158 | -0,304 | 0,087 |
| Mariée/veuf | 0,226 ** | 0,008 | 0,135 | 0,032 | 0,082 |
| Tous les autres | 0,183 ** | 0,027 | 0,054 | -0,018 | 0,126 |
| **Gains permanents (000$)** | -0,037 ** | -0,025 * | 0,014 | -0,014 | -0,002 *** |
| **Constante** | 1,875 *** | 1,815 *** | 0,724 | 1,513 *** | 0,949 *** |

Source : Statistique Canada, banque de données administratives longitudinales (DAL).

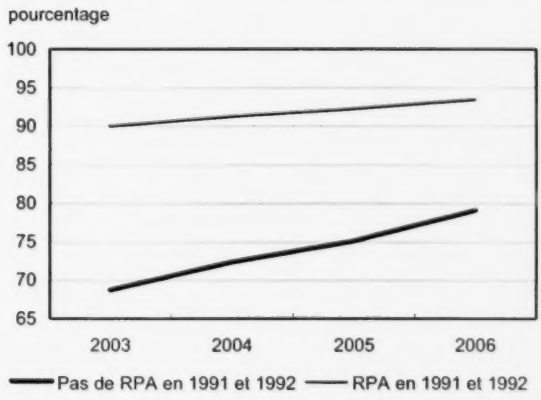
**Graphique 1 – Hommes, 1er quintile de revenu d'avant la retraite: probabilité prédite d'être retraités, selon la situation à l'égard d'un régime de pension agréé (RPA) en 1991 et 1992**



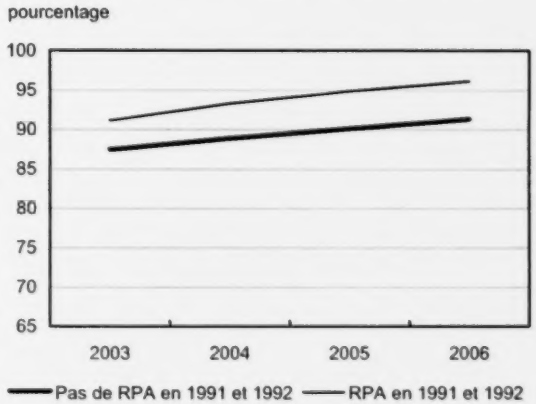

**Graphique 2 – Hommes, 3ème quintile de revenu d'avant la retraite: probabilité prédite d'être retraités, selon la situation à l'égard d'un régime de pension agréé (RPA) en 1991 et 1992**



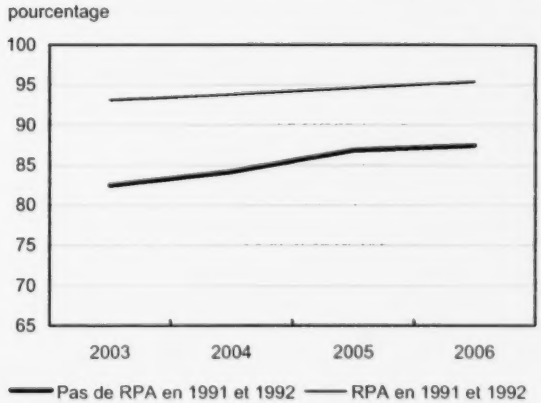

**Graphique 3 – Hommes, 5ème quintile de revenu d'avant la retraite: probabilité prédite d'être retraités, selon la situation à l'égard d'un régime de pension agréé (RPA) en 1991 et 1992**



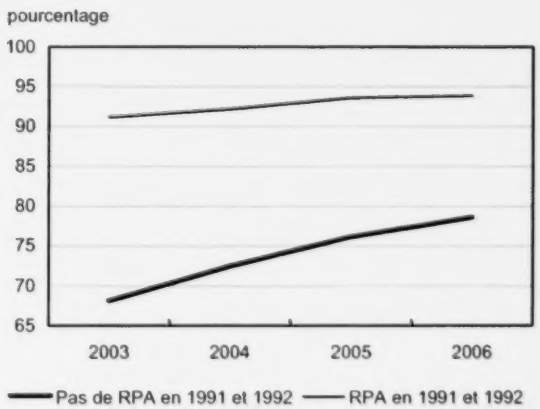

**Graphique 4 – Femmes, 1er quintile de revenu d'avant la retraite: probabilité prédite d'être retraitées, selon la situation à l'égard d'un régime de pension agréé (RPA) en 1991 et 1992**




**Graphique 5 – Femmes, 3ème quintile de revenu d'avant la retraite: probabilité prédite d'être retraitées, selon la situation à l'égard d'un régime de pension agréé (RPA) en 1991 et 1992**




**Graphique 6 – Femmes, 5ème quintile de revenu d'avant la retraite: probabilité prédite d'être retraitées, selon la situation à l'égard d'un régime de pension agréé (RPA) en 1991 et 1992**



# Bibliographie

Horner, Keith. 2007. *Emerging Challenges and Policy Responses within Canada's Retirement Income System: A Focus on Workplace Pensions, Private Savings and Income Security*. Ottawa. Human Resources and Social Development Canada. Document prepared for the Retirement and Ageing Division, Strategic Policy and Research Branch.

LaRochelle-Coté, Sébastien, John Myles et Garnett Picot. 2007. *Sécurité et stabilité du revenu à la retraite au Canada*. Produit n° 11F0019M au catalogue de Statistique Canada. Ottawa. Direction des études analytiques : documents de recherche. N° 306.

Morissette, R. et Y. Ostrovsky. 2006. *La protection en matière de pensions et l'épargne-retraite des familles canadiennes, 1986 à 2003.* Produit n° 11F0019MIF au catalogue de Statistique Canada. Ottawa. Direction des études analytiques : documents de recherche. N° 286.

Schellenberg, Grant, et Yuri Ostrovsky. 2008. « Rapport de l'Enquête sociale générale de 2007 : La planification de la retraite et les attentes des travailleurs plus âgés ». *Tendances sociales canadiennes*. Décembre. Produit n° 11-008 au catalogue de Statistique Canada. Ottawa. p. 11–35.

Smith, James P. 2003. « Trends and projections in income replacement during retirement ». *Journal of Labor Economics*. Vol. 21. N° 4. p. 755–781.